المملكة العربية السعودية
وزارة التعليم العالي
جامعة أم القرى
كلية التربية
قسم علم النفس



الانحدار اللوجستي وكيفية استخدامه في بناء نماذج التنبؤ للبيانات ذات المتغيّرات التابعة ثنائية القيمة

إعداد
عادل بن أحمد بن حسن بابطين

إشراف الأستاذ الدكتور
ربيع بن سعيد بن علي طه

بحث مقدّم للحصول على درجة الدكتوراه
تخصص إحصاء وبحوث

الفصل الدراسي الثاني 1430/1429هـ

بسم الله الرحمن الرحيم

إهداء

إلى أمي الحبيبة

إلى والدي القدير

إلى زوجتي الغالية

إلى أبنائي الأعزاء

إلى إخواني وأخواتي الكرماء

أهدي هذا العمل

شكر وتقدير

الحمد لله الذي تتم بنعمته الصالحات، والصلاة والسلام على من بعثه الله تعالى بالرحمات، نبينا محمد وآله وصحبه وسلم تسليماً كثيراً.

فيسرّني أن أتقدّم بالشكر الجزيل لسعادة الأستاذ الدكتور/ ربيع بن سعيد طه المشرف على هذه الدراسة وأستاذي الكبير القدير على كل رعاية ومتابعة وإحسان جزيل غمرني به منذ أن تتلمذت على يديه الكريمتين، واغترفت من علمه الجزيل وتعلّمت من أخلاقه وسمته الشيء الكثير، فجزاه الله تعالى خيراً على كل مابذله لنا، وعلى كل رحابة صدر وطيب نفس منحنا إياه أثناء مشوارنا العلمي في جامعة أم القرى.

كما أتقدم بالشكر لسعادة الدكتور/ عبدالله عبدالغني صيرفي على تحكيمه خطة بحث هذه الدراسة، والتي على أساس تلك الخطة المحكمة والمعتمدة قام الباحث بجمع البيانات واستكمال إجراءات الدراسة وصولاً إلى قيام سعادته بمناقشة الرسالة بشكلها النهائي.

كما يسرّني أن أجزل الشكر والثناء، للمدرسة الشامخة في العلم والخلق والعطاء، سعادة الدكتور بخيت بن نفيع المطرفي عميد كلية العلوم بجامعة الطائف سابقاً وعميد كلية الهندسة بجامعة الطائف حالياً على تفضّله وكرمه عليّ بقبول مناقشة هذه الأطروحة جزاه الله تعالى عنّي خير الجزاء.

كما أتقدّم بالشكر الجزيل لسعادة الأستاذ الدكتور/ زايد بن عجير الحارثي عميد معهد البحوث العلمية وإحياء التراث الاسلامي –سابقاً- محكم خطة هذه الدراسة وأستاذي الذي نهلت منه الشيء الكثير وتعلّمت منه الكثير من الفنون والعلوم جزاه الله تعالى خيراً.

كما أشكر سعادة رئيس قسم علم النفس الأستاذ الدكتور/ عبدالمنان ملابار معمور على دعمه الحسي والمعنوي لنا، فكم كان سعادته شديد التحسّس لحاجات أبنائه الطلاب، كما أنّ إشادته وتشجيعه لنا كان له مفعول السحر في رفع روحنا المعنوية فجزاه الله خيراً. كما أنّني لا أنس صاحبي السعادة رئيسي القسم سابقاً الدكتور/ جمال بن أسعد قزّاز والدكتور/ حسين بن عبدالفتاح الغامدي على كل رعاية واهتمام وتيسير بذلوه لنا أثناء دراستنا بالجامعة فجزاهما الله خير الجزاء.

كما أتقدّم بالشكر والعرفان لأستاذي سعادة الدكتور/ يوسف جاها من قسم الرياضيات، وسعادة الدكتور/ جمال بن رشيد كحلوت من معهد خادم الحرمين الشريفين لأبحاث الحج على وقوفهما معي في أصعب اللحظات، وعلى بذلهما العلم لي ولزملائي بسخاء نفس وطيب أخلاق، فجزاهما الله عنّي وعن زملائي وافر الجزاء.

كما أتقدّم بالشكر الجزيل لوزارة التربية والتعليم ممثّلة بالإدارة العامة للإشراف التربوي لإتاحتها لي الفرصة لاستكمال دراستي العليا، والشكر موصول إلى جامعتنا العتيدة أم القرى، وإلى قسم علم النفس وجميع أساتذتي أعضاء هيئة التدريس الذين بذلوا لنا من علمهم وتشجيعهم، فلهم منّي جزيل الشكر والثناء. كما أشكر زملائي التربويين بإدارة الموهوبين بالإدارة العامة للتعليم بمحافظة جدة نظير ما قدموه لي من دعم ومساندة وتوفير للبيانات، والتي لولا جميل صنعهم لقضيت فيها شهوراً عديدة وبذلت جهداً مضنياً حتى أتمّ ما أتممته بمعاونتهم ودعمهم جزاهم الله خير الجزاء.

كما أتقدم بالشكر لسعادة مدير عام التربية والتعليم بمكة المكرمة الأستاذ الكبير/ بكر بن إبراهيم بصفر على كل تشجيع واهتمام ومتابعة تلقيتها منه بشكل مباشر أو غير مباشر، وكذلك مساعده الفاضل سعادة الدكتور/ محمد بن حسن الشمراني على كل اهتمام وتشجيع وسؤال ورعاية.

كما لن يفوتني أن أشكر جامعة ولاية بنسلفانيا ومكتباتها المختلفة وأخص بالشكر المشرفين على مكتبتي باترنو وباتي إضافة إلى مشرفي الخدمات الإلكترونية بالجامعة، والذين سهلوا عليّ الاستفادة الكبيرة من المراجع العلمية، وتوفير المقالات، وتوفير بعض حزم البرامج الإحصائية ولقد كانت مواردهم العذبة إضافة كبيرة لموضوع هذا المبحث.

كما أشكر قسم الإحصاء بالجامعة نفسها، وعميد كلية التربية الدكتور/ مونكي ووكيله الدكتور/ باركلي، ومنسق البرامج الدولية الدكتور/ سيدالرحمن ومساعده الدكتور/ ستيفن بلتشر إضافة إلى السيدة/ جين، والذين وجدت منهم كل دعم وتشجيع أثناء دراستي الإضافية بجامعة ولاية بنسلفانيا.

والشكر موصول إلى أخي وزميلي ورفيق دربي سعادة الدكتور/ محمد بن موسى الشمراني والذي شاركني الكثير من تحديات مشوارنا العلمي، فوجدته نعم الصديق الصدوق الوفي الكريم جزاه الله تعالى خير الجزاء. والشكر موصول إلى من غمرني بالثناء والتقدير، والتشجيع والتأييد، سعادة الدكتور/ سعيد بن محمد القرني والذي تجلّى كرمه في إلحاحه على مراجعته اللغوية للرسالة مع علمي بكثرة أعبائه، فجزاه الله خير الجزاء.

ولن يفوتني في هذا المقام أن أتقدم بالشكر والتقدير لأصحاب الأيادي البيضاء، والقلوب المفعمة بالسخاء، والديّ الكريمين حفظهما الله على ما دعماني به من دعاء وسؤال وتشجيع واهتمام جزاهما الله خيراً. كما أشكر من ضحوا بالكثير الكثير، وتحملوا أعباء انشغالي عنهم، والتقصير في كثير من حقهم، زوجتي الحبيبة العزيزة، وأبنائي الأحباء، سائلاً الله تعالى أن يعوضهم وإياي خيراً، وأن يخلف علينا جميعاً في الغابرين، وصلى الله وسلم على نبينا محمد وآله وصحبه وسلم.

قائمة المحتويات

الفصل الأول: مشكلة الدراسة

الفصل الثاني: الإطار النظري والدراسات السابقة

الفصل الثالث: إجراءات الدراسة

الفصل الرابع: نتائج الدراسة ومناقشتها

الفصل الخامس: خلاصة الدراسة وتوصياتها

قائمة الجداول

قائمة الأشكال

قائمة الملاحق

الفصل الأول

مشكلة الدراسة

مقدمة

يرى الكثير من الباحثين أنّ الهدف الأساسي من معظم البحوث هو تحليل وتقويم العلاقات بين مجموعة من المتغيرات بغرض الوصول إلى صيغة تصف هذه العلاقات (إسماعيل، 1422؛ Kerlinger,1973). ويهدف تحليل الانحدار بشكل عام إلى تحديد شكل تلك العلاقة بين المتغيرات من خلال إيجاد معادلة رياضية تربط بين تلك المتغيرات (Draper and Smith, 1981). وكما يرى (1973)Kerlinger & Pedhazur بأنّ طرق تحليل الانحدار أصبحت جزءاً أساسياً في أي تحليل للبيانات المهتمة بوصف العلاقة بين المتغيّر التابع وأي متغيّر واحد أو عدة متغيّرات مستقلة.

يصف إسماعيل(1422) استخدامات تحليل الانحدار بقوله إنّ تحليل الانحدار يستخدم لتحقيق ثلاثة أهداف رئيسة هي:

(1) الوصف: وذلك بوصف شكل العلاقة بين المتغيرات المفسّرة والمتغيّر التابع.

(2) التقدير والتنبؤ: وذلك بتقدير القيمة المتوسطة للمتغيّر التابع أوالتنبؤ بها وذلك عند أي مستوى من مستويات المتغيّر أوالمتغيّرات المفسّرة.

(3) التحكم: وذلك بتفسير التغيّر في قيم المتغيّر التابع بدلالة التغيّر في قيم المتغيّر المستقل عند ضبط بقية المتغيرات المستقلة.

وقد عبّر (Pedhazur(1973 & Kerlinger عن أهمية تلك الاستخدامات لتحليل الانحدار بقولهما "إذا كانت المهمة الأساسية للعلم هي تفسير الظواهر، فإنّ تعريف العلم يصبح قريباً جداً من تعريف الانحدار المتعدّد (ص3)." ويرى كثير من أمثال (Lea(1997 بأنّ من المألوف في الدراسات الإنسانية والاجتماعية أن يكون المتغيّر التابع منفصلاً بحيث يأخذ قيمة ثنائية dichotomous أوأكثر، وأنّ هذا يشكل تحدياً كبيراً للباحثين عند محاولتهم توظيف تحليل الانحدار الخطي البسيط أو المتعدّد، والذي هو محدود نوعاً ما باشتراط أن يكون المتغيّر التابع ذا طبيعة كمية متصلة بدلاً من أن يكون تصنيفياً.

ومع ذلك، فقد يلجأ الباحثون أحياناً لسبب أو لآخر إلى استخدام أساليب إحصائية غير ملائمة. ولقد قال أحدهم: "عندما كنّا في الدراسات العليا، كان النّاس يستخدمون الانحدار الخطي المعتاد مع المتغيّر التابع الثنائي، أمّا اليوم فقد انتصر الإحصائيون" (Gebotys,2000). ويؤكد ذلك ما قاله (Dallal(2001 "لقد كان الانحدار الخطي المتعدّد للمربعات الدنيا يستخدم مع متغيّر الاستجابة صفر/1 ، وقد كانت هذه الطريقة لا تقابل بالارتياح بسبب عدّة صعوبات"، ثمّ أردف دالال قائلاً: "في الحقيقة، وقبل تطوير الانحدار اللوجستي Logistic Regression ، فإنّ ذلك هو ما كان يفعل تحت مسمى التحليل التمييزي". أمّا (So & Peg(2003 فقد قالا "الانحدار الخطي نظرياً يعتبر أقل ملاءمة من تحليل الانحدار اللوجستي، أو تحليل الدوال التمييزية في أغراض التنبؤ والتصنيف. ومع ذلك، فإنّ استخدام

هذا الأسلوب في أغراض التنبؤ بالمتغيّرات التابعة ثنائية القيمة لا يزال موجوداً في حقل التربية."

ويرى Lea(1997) بأنّه وإن كانت هناك عدّة أساليب إحصائية طورت لتحليل البيانات ذات المتغيرات التابعة التصنيفية، مثل تحليل الدوال التمييزية، إلاّ أنّ تحليل الانحدار اللوجستي يتمتّع بعدّة مميزات تجعله ملائماً للاستخدام في مثل حالات كهذه(Walker,1998; Edwards,2003) . ويوضح Gebotys(2000) أهمية تحليل الانحدار اللوجستي عند مقارنته بتحليل الدوال التمييزية بقوله: "إنّ الانحدار اللوجستي هو أداة أكثر قوة، لأنّه يقدم اختباراً لدلالة المعاملات، كما أنّه يعطي الباحث فكرة عن مقدار تأثير المتغيّر المستقل على متغيّر الاستجابة الثنائية، وبالإضافة إلى ذلك، فإنّ الانحدار اللوجستي يرتّب تأثير المتغيّرات، ممّا يسمح للباحث بالاستنتاج بأنّ متغيّراً ما يعتبر أقوى من المتغيّر الآخر في فهم ظهور النتيجة المطلوبة، كما أنّ تحليل الانحدار اللوجستي يمكنه أن يتضمن المتغيّرات النوعية وحدوداً للتفاعلات". ويشير Walker(1998) و Dayton(1992) أيضاً إلى أنّ تحليل الانحدار اللوجستي هو أقل حساسية تجاه الانحرافات عن اعتدالية التوزيع لمتغيّرات الدراسة، وذلك مقارنة بأساليب إحصائية أخرى مثل التحليل التمييزي، كما أنّ الانحدار اللوجستي يستطيع أن يتجاوز العديد من الافتراضات الشديدة لانحدار المربعات الدنيا الاعتيادي، الأمر الذي يجعل تحليل الانحدار اللوجستي هو الأسلوب الأفضل في حالة المتغيّر التابع الثنائي.

هناك أمثلة كثيرة لمتغيرات مهمة ذات طبيعة ثنائية القيمة في حياتنا النفسية والتربوية. ومن أمثلة ذلك نتائج فحص الطلاب المتميزين والمرشحين للاستفادة من برامج رعاية الموهوبين، حيث تتبع الإدارة العامة للموهوبين بوزارة التربية والتعليم والمراكز التابعة لها في الإدارات التعليمية سلسلة من الإجراءات للكشف والتعرّف على الموهوبين (آل شارع وآخرون، 1419). إنّ نتيجة تلك الإجراءات هي الوصول إلى تصنيف للطلاب المرشحين بحيث يصنّف الطالب إمّا كطالب موهوب أو غير موهوب بناء على بعض المحكات من أبرزها اختبار القدرات العقلية (أبونيان والضبيبان، 1418). كما أنّ من المحكات المعتمدة أيضاً ترشيحات المعلمين للطلاب من خلال قوائم تقدير السمات السلوكية والتي تتضمّن في بعض صورها أربعة أبعاد رئيسة هي: الصفات الإبداعية،والصفات القيادية، وصفات الدافعية، والصفات العلمية (جروان، 2002؛ جروان، 2004).

مشكلة الدراسة وتساؤلاتها

يختص تحليل الانحدار بدراسة اعتماد متغيّر واحد يعرف بالمتغيّر التابع dependent variable على متغيّر واحد أو أكثر تعرف بالمتغيّرات المفسّرة explanatory variables أو المتغيّرات المستقلة independent variables ، وذلك بغرض تقدير قيمة المتغير التابع أو التنبؤ به عند كل مستوى من مستويات المتغيرات المفسّرة أو المستقلة (إسماعيل، 1422). ويستخدم تحليل الانحدار للتوصل إلى نموذج رياضي يوضح العلاقة بين المتغيّر التابع والمتغيّرات المفسّرة (Darper & Smith,1981). ومع أنّ تحليل الانحدار يحقق أغلب أهداف البحث العلمي، ومع أنّ طرق الانحدار

أصبحت مكوناً أساسياً لأي تحليل للبيانات معني بوصف العلاقة بين المتغيّر التابع والمتغيّر أو المتغيّرات المستقلة أو المفسّرة، إلاّ أنّ هذه المكانة والأهمية لتحليل الانحدار تقف عاجزة عن ملائمة وصف العلاقات بين المتغيّر التابع والمتغيّرات المفسّرة في حالة كون المتغيّر التابع ثنائياً، مع أنّ وجود مثل هذا النوع من المتغيرات التابعة هو أمر شائع جداً عند دراسة الظواهر الإنسانية والاجتماعية بشكل عام (Lea,1997;Poston,2004)

وبهذا تظهر الحاجة إلى أساليب إحصائية متقدمة، توظف القوة التي يتمتع بها تحليل الانحدار الخطي الاعتيادي، وتعالج في نفس الوقت المشكلات التي تواجه الباحثين عند تطبيق نماذج تحليل الانحدار الخطي في حالة المتغيرات التابعة ثنائية القيمة. وكما يقول Lea(1997) "على الرغم من أنّ الانحدار اللوجستي يتوصّل إلى معادلة أفضل توفيقاً كما يفعل الانحدار الخطي، إلاّ أنّ المبادئ التي يقوم عليها لتحقيق ذلك مختلفة جداً... فطريقة توفيق البيانات في النموذج مختلفة، كما أنّ إحصاءات جودة المطابقة، وإحصاءات الدلالة المستخدمة في الانحدار اللوجستي مختلفة عن تلك التي في الانحدار الخطي". وكما يقول Newsom(2003) فإنّه وبسبب التحويلات الجبرية المعقدة، فإنّ معاملات الانحدار اللوجستي ليست سهلة التفسير، ولا هي مباشرة كما هو في نموذج الانحدار الخطي.

ويرى Dallal(2001) بأنّ الانحدار اللوجستي وانحدار المربعات الدنيا وإن كانا من الوجهة التطبيقية متماثلين، إلاّ أنّهما من الوجهة الإحصائية مختلفان جداً، فالرياضيات التي يعتمد عليها الأسلوبان مختلفة، كما أنّ الحسابات التفصيلية مختلفة أيضاً. ويضيف Gebotys (2000) قائلاً: حتى

في طريقة تقدير معالم النموذج، فإنّ الأسلوبين مختلفان جداً. ويرى البعض بأنّ الفروق بين الانحدار اللوجستي والانحدار الخطي تنعكس في طريقة اختيار النموذج، وفي الافتراضات التي يجب أن يحققها التحليل، وفي تقدير المعاملات، وتفسير النتائج، وفحص ملاءمة النماذج، حتى في اختبارات الدلالة الإحصائية لتأثيرات المتغيّرات، وغير ذلك (Poston,2004). ومع كل الاختلافات السابقة، هناك أسباب عديدة لعدم ملاءمة النموذج الخطي الاعتيادي للمتغيّر الثنائي، هذا بالإضافة إلى ما يتمتع به الانحدار اللوجستي من مميّزات تجعله أكثر مرونة من انحدار المربعات الدنيا في بعض الأحوال (Lea,1997; Pample,2002;King,2003) .

وإذا أُخذ في الاعتبار مشكلة الإجراءات والمحكات التي تعتمدها وزارة التربية والتعليم في كشفها عن الطلاب الموهوبين وتصنيفهم، والتي تتضمن الاعتماد على قائمة رونزولي للسمات السلوكية بأبعادها الأربعة إضافة إلى محكات أخرى، تتضح الحاجة إلى المزيد من التعرّف والاستكشاف والتوظيف لهذا الأسلوب الإحصائي المتقدّم، من أجل فهم أعمق لطبيعة العلاقات والظواهر التربوية والنفسية وتفسيرها، من خلال فهم وتطوير الأساليب الإحصائية المستخدمة لتحقيق مثل تلك الأغراض.

وبناء على ذلك فإنّ هذه الدراسة ستسعى للإجابة عن التساؤلات التالية:

السؤال الأول: ما المشكلات الإحصائية التي تواجه الباحثين عند محاولة تطبيق انحدار المربعات الدنيا لنمذجة متغيرات السمات السلوكية للطلاب المتميزين مع نتيجة الكشف عنهم من خلال اختبار القدرات العقلية؟

السؤال الثاني: ما مدى ملاءمة نموذج الانحدار اللوجستي لتوفيق بيانات السمات السلوكية مع تصنيف الطلاب الموهوبين ؟

السؤال الثالث: ما طرق تفسير معاملات الانحدار اللوجستي عند نمذجة متغيرات السمات السلوكية للطلاب المتميزين مع نتيجة الكشف عنهم من خلال اختبار القدرات العقلية؟ وكيف تفسّر تلك المعاملات في كل طريقة؟

السؤال الرابع: ما القدرة التنبؤية لكل من السمات الإبداعية والقيادية والدافعية والعلمية لدى الطلاب المتميزين في الكشف عن الموهوبين منهم؟

السؤال الخامس: هل تختلف القدرة التنبؤية للسمات السلوكية في الكشف عن الطلاب الموهوبين باختلاف تخصصات المعلمين الذين قاموا بتقدير تلك السمات؟

أهداف الدراسة

من خلال محاولة الباحث الإجابة عن تساؤلات الدراسة فإنّ هذه الدراسة ستحقّق الأهداف التالية:

1- التعرّف على المشكلات الإحصائية التي تواجه الباحثين عند محاولة تطبيق انحدار المربعات الدنيا لنمذجة متغيرات السمات السلوكية للطلاب المتميزين مع نتيجة الكشف عنهم من خلال اختبار القدرات العقلية.

2- فحص مدى ملاءمة الانحدار اللوجستي لنمذجة متغيرات السمات السلوكية للطلاب المتميّزين مع نتيجة الكشف عنهم من خلال اختبار القدرات العقلية.

3- التعرّف على طرق تفسير معاملات الانحدار اللوجستي عند نمذجة متغيرات السمات السلوكية للطلاب المتميزين مع نتيجة الكشف عنهم من خلال اختبار القدرات العقلية، والكيفية التي تفسّر بها تلك المعاملات في كل طريقة.

4- فحص القدرة التنبؤية لكل من السمات الإبداعية والقيادية والدافعية والعلمية لدى الطلاب المتميزين في الكشف عن الموهوبين منهم.

5- فحص التأثيرات التفاعلية لتخصصات المعلمين الذين قاموا بتقدير السمات السلوكية على القدرة التنبؤية للسمات السلوكية في الكشف عن الطلاب الموهوبين، والتعرّف على الكيفية التي تفسّر بها حدود التفاعلات في الانحدار اللوجستي.

أهمية الدراسة

تكمن أهمية هذه الدراسة في شقيها الإحصائي والتطبيقي. حيث تحاول هذه الدراسة استكشاف أسلوب إحصائي مهم ومعقّد يقدّم حلولاً فعّالة، يتم من خلالها توسيع فوائد وتطبيقات تحليل الانحدار الخطي ليشمل الحالات غير الخطية، المتمثلة في البيانات ذات المتغيرات التابعة ثنائية القيمة. أمّا في شقها التطبيقي، فهي تحاول أن تستكشف مدى القدرة التنبؤية لقائمة السمات السلوكية لرنزولي في الكشف عن الطلاب الموهوبين بالصف الخامس الابتدائي، وما إذا كانت هذه الإجراءات المعمول بها في جميع مناطق المملكة العربية السعودية لها قيمة علمية وجدوى عملية.

حدود الدراسة

تختص هذه الدراسة بدراسة تحليل الانحدار اللوجستي الثنائي Binary Logistic Regression دون غيره من أنواع الانحدار اللوجستي. وبناء على ذلك لن تتناول الدراسة أسلوب الانحدار اللوجستي في حالة المتغيّر التابع الاسمي متعدّد القيم (أكثر من قيمتين)، وهو ما يسمى أيضاً بـ Multinomial Logistic Regression ، كما أنها لن تتناول الحالات التي يكون فيها المتغيّر التابع متغيّر رتبي والذي يسمى فيها الانحدار اللوجستي في هذه الحالة بـ Ordinal Logistic Regression. كما أنّ جميع التطبيقات والتفسيرات المستخدمة في هذه الدراسة تختص بتحليل الانحدار اللوجستي مع المتغيّر التابع الثنائي القيمة عند ترميزه بالقيمتين (صفر/واحد) فقط دون غيرها من أشكال الترميز الأخرى.

أمّا في حدود الدراسة في شقها التطبيقي فهي تقتصر في دراستها للسمات السلوكية للطلاب المتميّزين على السمات السلوكية التي تقيسها قوائم رنزولي دون غيرها من قوائم تقدير السمات السلوكية، وتقتصر تحديداً على أربع قوائم من قوائم رنزولي هي: الإبداعية، والدافعية، والقيادية، والتعلّم. كما أن الدراسة تقتصر في شقها التطبيقي على مجتمع الطلاب الذكور بالصف الخامس الابتدائي بالإدارة العامة للتربية والتعليم بمحافظة جدة للعام الدراسي 1427/1428هـ.

مصطلحات الدراسة

الانحدار اللوجستي Logistic Regression: هو أسلوب إحصائي لفحص العلاقة بين المتغير التابع ذي المستوى الاسمي ومتغير واحد أو أكثر من المتغيرات المستقلة، والتي تسمى أحياناً متغيرات مصاحبة أو متغيرات مفسرة بحيث تكون تلك المتغيرات المستقلة من أي نوع من مستويات القياس (الجضعي، 1426، ص88) (Walker,1996,P.32; Cramer,2002)، أمّا في هذه الدراسة فيقصد بتحليل الانحدار اللوجستي الأسلوب الإحصائي المستخدم لفحص وتوفيق العلاقة بين المتغيّر التابع ثنائي القيمة ومتغيّر واحد أو أكثر من المتغيّرات المستقلة أياً كان نوعها، ويسمى التحليل في هذه الحالة بتحليل الانحدار اللوجستي الثنائي Binary Logistic Regression .

الاحتمال Probability: هناك عدّة تعريفات للاحتمال من أهمها:

التعريف التقليدي للاحتمال: "إذا كانت هناك تجربة معينة، وفراغ العينة لهذه التجربة S يحتوي على n من النتائج الممكنة التي لها فرص حدوث

متساوية. وإذا كان الحدث A يمثل مجموعة جزئية من فراغ العينة S ويحتوي على m من النتائج، فإنّ احتمال ظهور الحدث A، ويرمز له بالرمز P(A) يعرّف كما يلي: $P(A)=\frac{n(A)}{n(S)}=\frac{m}{n}$ " (عقيل وأبوعمه، 1421، ص42).

التعريف النسبي للاحتمال: ويسمى أيضاً بالتعريف التجريبي للاحتمال "وهو مبني على فكرة التكرار النسبي. فإذا ما كررنا تجربة عشوائية n من المرات وكان عدد مرات ظهور الحادثة A هو r(A) فإنّ الاحتمال P(A) يعطى بالعلاقة: $P(A)=\lim_{n\to\infty}\frac{r(A)}{n}$ " (هندي وعبدالله، 1418، ص192).

النسبة Proportion: هي عبارة عن ذلك الجزء من الكل، وهي بذلك ترتبط بشكل مباشر بالاحتمالات. فإذا كان للفريق ستة عشر فوزاً من مجموع خمس وعشرين مباراة، فإن النسبة يمكن التعبير عنها كالتالي: $\frac{16}{25}$، $\frac{64}{100}$، %64، 0.64 (Walker,1996,P.34).

معامل الترجيح Odds: هو عبارة عن طريقة للتعبير عن احتمال حدوث شيء ما مقارنة بعدم حدوثه، أي:

$$Odds=\frac{P}{(1-P)} \qquad (1)$$

حيث: Odds هي معامل ترجيح حدوث الشيء

P هي احتمالية حدوث ذلك الشيء

1-P هي احتمالية عدم حدوث ذلك الشي

وغالباً ما يتم التعبير عنه على شكل نسبة بين العددين، فإذا قيل مثلاً إن معامل ترجيح فوز فريق ما هو 3 إلى 2 أو 1.5 ، فهذا يعني أنّ الشخص يتوقع فوز الفريق في 3 مباريات وخسارته في مباراتين، أي أنّ الفريق سيفوز في ثلاث مباريات من مجموع المباريات الخمس، ولملاحظة الفرق بين معاملات الترجيح Odds والاحتمالات Probabilities ، فإنّ احتمال فوز الفريق في المثال السابق هو: $\frac{3}{5} = 0.60$ (Walker, 1996, P.33)

نسبة الترجيح Odds Ratio: هي عبارة عن النسبة بين معامل الترجيح Odds لمتغيّر ما (O_1) ومعامل الترجيح Odds لمتغيّر آخر (O_2)، أي أنّ نسبة الترجيح تساوي:

$$OR = \frac{Odds_1}{Odds_2} = \frac{O_1}{O_2} \qquad (2)$$

.(Walker, 1996,P.33)

حيث: OR هي نسبة الترجيح

O_1 و O_2 هما معاملا الترجيح الأول والثاني

اللوجت Logit: هو اللوغاريتم الطبيعي لمعاملات الترجيح Odds ، بحيث إذا كانت N_0 هي عدد الحالات في أحد التصنيفات وN_1 هي عدد الحالات في التصنيف الآخر، فإن:

$$(3) \log it = \log_e\left(\frac{N_1}{N_0}\right) = \ln\frac{N_1}{N_0} = \ln(Odds)$$

أما اللوجت Logit بدلالة الاحتمالات Probability فإنه يعبر عنه بالصيغة:

$$(4)\log it=\ln\left(\frac{P}{1-P}\right)$$

أمّا الوظيفة الرئيسة لدالة اللوجت فهي السماح بتطبيق الانحدار الخطي عند تحليل العلاقات للبيانات ذات المتغيرات التابعة الثنائية (Walker, 1996, P.32).

معامل اللوجت logit coefficient: ويسمى أيضاً معامل الانحدار اللوجستي غير المعياري، ويرمز له بالرمز b، وهو يقابل المعامل غير المعياري b في الانحدار الخطي. ويستخدم المعامل b في الانحدار اللوجستي لتقدير لوغاريتم معامل الترجيح log odds بأن يكون المتغير التابع يساوي واحداً لكل وحدة تغير في المتغير المستقل X. ويلاحظ أن الانحدار اللوجستي يحسب مقدار التغير في لوغاريتم معامل الترجيح log odds للمتغير التابع، وليس التغير في المتغير التابع نفسه كما هو الأمر في تحليل الانحدار الخطي (Garson,2006).

معاملات لوجت المعيارية Standardized logit coefficients: وهي تسمى أيضاً بأوزان بيتا beta weights والتي تقابل بيتا المعيارية في الانحدار الخطي وبنفس الطريقة التي تستخدم بها بيتا في الانحدار الخطي، يمكن استخدام بيتا في الانحدار اللوجستي لمقارنة القوة النسبية للمتغيرات المستقلة بعضها ببعض (Garson,2006).

دالة الترجيح Likelihood Function : دالة الترجيح في حالة الانحدار اللوجستي هي (Kleinbaum & Klein, 2002):

$$L = \underbrace{\prod_{\ell=1}^{m_1} P(x_\ell)}_{\text{الحالات التي تمتلك الصفة}} \underbrace{\prod_{\ell=m_1+1}^{n} [1-P(x_\ell)]}_{\text{الحالات التي لا تمتلك الصفة}} \qquad (5)$$

حيث: L هي دالة الترجيح.

$P(x_\ell)$ هي احتمالية ظهور الصفة.

$[1-P(x_\ell)]$ هي احتمالية عدم ظهور الصفة.

n هي العدد الكلي للحالات.

m_1 هي عدد الحالات التي تمثل الصفة.

Π تشير إلى حاصل الضرب وهي مشابهة لعلامة حاصل الجمع Σ ، وهي تعني أن الدالة عبارة عن حاصل ضرب قيم الاحتمال لكل حالة.

التقدير بالمرجح الأعظم Maximum Likelihood Estimation: هي طريقة تستخدم لحساب معاملات اللوجت logit، وهي مقابلة لطريقة المربعات الدنيا في الانحدار الخطي. وبينما تبحث طريقة المربعات الدنيا عن أدنى مجموع لمربعات انحرافات البيانات المشاهدة عن خط الانحدار، فإن طريقة المرجح الأعظم تسعى لتعظيم لوغاريتم الأرجحية Log likelihood (LL) والتي تعكس مدى إمكانية أو أرجحية أن تكون تلك القيم المشاهدة للمتغير التابع يمكن توقعها أو التنبؤ بها من خلال المتغيّر المستقل أوالمتغيرات المستقلة. ويلاحظ أن تقديرات المرجح الأعظم هي طريقة تكرارية تبدأ بقيمة أولية لما ينبغي أن تكون عليه معاملات اللوجت، ثم تحدّد هذه الطريقة اتجاه ومقدار التغير في معاملات اللوجت والذي سيزيد من لوغاريتم

الأرجحية LL. وبعد أن يتم تقدير هذه الدالة الأولية، فإن البواقي يتم اختبارها ويتم إعادة التقدير من خلال الدالة المحسّنة، ويتم تكرار العملية حتى تحدث عملية التقارب Convergence والتي لا تتغيّر عندها لوغاريتم الأرجحية Log Likelihood والتي يرمز لها بالرمز LL بشكل دال (Garson,2006).

إحصاءة والد Wald Statistic: تستخدم هذه الإحصاءة لاختبار الدلالة الإحصائية لكل معامل من معاملات الانحدار اللوجستي المقابل لكل متغير مستقل، وذلك لاختبار الفرضية الصفرية القائلة بأن: تأثير معامل لوجت ما يساوي صفراً، ويتم حساب إحصاءة والد حسب المعادلة التالية:

$$W^2 = \left(\frac{\hat{b}}{S.E_{\hat{b}}} \right)^2 \qquad (6)$$

حيث: b هي قيمة معامل الانحدار اللوجستي للمتغير X.

S.E. هي قيمة الخطأ المعياري لمعامل الانحدار اللوجستي للمتغير X.

وحيث تتبع الإحصاءة والد W^2 توزيع χ^2 (Poston,2004).

أمّا إذا تم احتساب قيمة إحصاءة والد Wald W بدلاً من W^2 فإنّ المعادلة ستكون كالتالي:

$$W = \left(\frac{\hat{b}}{S.E_{\hat{b}}} \right) \qquad (7)$$

حيث تتبع الإحصاءة Wald W توزيعZ (Hosmer & Lemshow,2000,p.16).

تحليل الرواسب والفروق Risduals and Deviances: هي التحاليل المستخدمة في الانحدار اللوجستي للمقارنة بين القيم المشاهدة والقيم المتوقعة للنموذج الذي لا يتضمن المتغير المستقل أو المتغيرات المستقلة والنموذج الذي يتضمن ذلك المتغير المستقل أو تلك المتغيرات المستقلة، بحيث تعتمد المقارنة في الانحدار اللوجستي على لوغاريتم دالة الترجيح log likelihood function بدلاً من مجموع مربعات الانحرافات المعتمدة في تحليل الانحدار الخطي (Hosmer & Lemshow,2000,p.12)، بحيث تستخدم الإحصاءة χ^2 والتي يرمز لها أيضاً بـ $LR\chi^2$ أو 2LL- المعادلة التالية :(Poston,2004)

$$LR\chi^2 = -2\ (\text{log likelihood without variables} - \text{log likelihood with variables})$$

مقاييس الارتباطات المتعدّدة بين المتغيّرات المستقلة والتابعة R^2 : هي إحصاءات لتقويم الدلالة العملية للاختبارات الإحصائية المستخدمة في تحليل الانحدار. وإذا كانت D_0 هي الانحراف الخاص بالنموذج الذي يتضمن الحد الثابت فقط دون أي متغيرات مستقلة والذي يناظر مجموع المربعات الكلي SST في الانحدار الخطي، وأنّ D_M هي الانحراف الخاص بالنموذج الذي يتضمن حد الثابت إضافة للمتغيّرات المستقلة والذي يناظر مجموع مربعات البواقي SSE في الانحدار الخطي، والفرق بين D_0 و D_M والذي يرمز له بـ G_M يناظر مجموع المربعات العائد للانحدار SSR،فإن هذا يعطي إحصاءة

تقارب إحصاءة R^2 الموجودة في الانحدار الخطي سميت في تحليل الانحدار اللوجستي بإحصاءة R^2 المزيفة Pseudo R^2 والتي يرمز لها بـ R_L^2 والتي تعطى وفقاً للمعادلة (Poston,2004;Menard,2002,p.24):

$$R_L^2 = \frac{G_M}{D_0} = \frac{G_M}{(G_M + D_M)} \qquad (8)$$

اختبار هوزمر- ليمشو لجودة المطابقة Hosmer-Lemshow Goodness-Of-Fit Test: يعتمد هذا الاختبار على تجميع حالات العينة بناء على قيم الاحتمالات المتوقعة وفقاً لإحدى استراتيجيتين للتجميع هما: تجميع الحالات بناء على المئينيات للاحتمالات المتوقعة، أو تجميع الحالات بناء على قيم ثابتة للاحتمالات المتوقعة. وأياً كانت طريقة تجميع الحالات، فإنّه يتم جمع القيم المشاهدة والمتوقعة للحالات وفقاً لقيمتي y ($y=1$ و $y=0$) وذلك في كل فئة من مجموعات التصنيف، ثمّ يتم حساب إحصاءة هوزمر – ليمشو لجودة المطابقة والتي يرمز لها بالرمز $\hat{C}$ بحيث يتم حسابها وفقاً لحساب إحصاءة مربع كاي لبيرسون من الجدول $2\times g$ للتكرارات المشاهدة والمتوقعة:

$$\hat{C} = \sum_{k=1}^{g} \frac{\left(O_k - n'_k \bar{P}_k\right)^2}{n'_k \bar{P}_k (1-\bar{P}_k)} \qquad (9)$$

حيث: n'_k هي العدد الكلي للحالات في المجموعة k.

$O_k = \sum_{i=1}^{n'_k} y_i$ ، أي أن O_k هي عدد الاستجابات y=1.

$\bar{P}_k = \sum_{i=1}^{n'_k} \frac{P_i}{n'_k}$ ، وهي متوسط الاحتمالات المتوقعة للمجموعة k.

وحيث تتبع الإحصاءة $\hat{C}$ توزيع مربع كاي بدرجات حرية تساوي $(g-2)$ (Hosmer-Lemshow,2000,p.149).

جدول التصنيف Classification Table : هو جدول يوضح عدد الحالات المشاهدة التي تمتلك صفة ما وعدد الحالات المشاهدة التي لا تمتلك تلك الصفة في مقابل عدد الحالات المتوقعة التي تمتلك الصفة وعدد الحالات المتوقعة التي لا تمتلك تلك الصفة بحيث يوضح الجدول عدد الحالات التي تم تصنيفها بطريقة صحيحة وعدد الحالات التي تم تصنيفها بطريقة خاطئة (Soderstorm & Leitner,1997). وتعتمد فكرة استخدام هذا التحليل على أنّ النموذج إذا قام بتوقّع تصنيف الحالات بشكل صحيح اعتماداً على معيار ما ، فإن ذلك يعطي برهاناً بأن النموذج يطابق البيانات المشاهدة ، أمّا الشكل العام لجدول التصنيف فهو(Ferrer & Wang,1999) :

جدول (1): الشكل العام لجداول التصنيف

التصنيف		المتوقع		المجموع
		الموجب	السالب	
المشاهد	الموجب P	الموجب الصحيح TP	السالب الخاطئ FN	P
	السالب N	الموجب الخاطئ FP	السالب الصحيح TN	P'
المجموع		Q	Q'	1

الحساسية (SE) Sensitivity: وهي إحدى الإحصاءات المستخدمة في تحليل جداول التصنيف، وتعرّف بأنها قيمة الاحتمال بأن يكون التصنيف المتوقع موجباً للحالة التي تكون فعلاً موجبة، وتحسب حسب المعادلة:

$$(10)\ SE = \frac{TP}{(TP + FN)} = \frac{TP}{P}$$

.(Cizek & Fitzgeral,1999; Fraas & Newman,2003)

الدقة (SP) Specifity: وهي أيضاً إحدى الإحصاءات المستخدمة في تحليل جداول التصنيف، وتعرّف بأنها قيمة احتمال أن يكون التصنيف المتوقع سالباً للحالة التي تكون فعلاً سالبة، وتعطى حسب المعالة:

$$SP = \frac{TN}{(FP + TN)} = \frac{TN}{P'} \qquad (11)$$

.(Cizek & Fitzgeral,1999; Fraas & Newman,2003)

نسبة التصنيف الصحيح (Hit Ratio): وهي أيضاً إحدى الإحصاءات المستخدمة في تحليل جداول التصنيف، وتعرّف بأنّها قيمة احتمال التصنيف الصحيح. كما أنّها تعرف أيضاً بنسبة الكفاءة، بحيث إذا كانت الكفاءة Efficincy والتي يرمز لها بالرمز EF تعرّف بأنّها: $EF = TP + TN$ فإنّ نسبة التصنيف الصحيح أو ما يعرف بنسبة الكفاءة تساوي :

$$HitRatio = \frac{EF}{Total} = \frac{(TP + TN)}{(P + P')} = \frac{(TP + TN)}{(Q + Q')} \qquad (12)$$

.(Cizek & Fitzgeral,1999; Fraas & Newman,2003)

منحنى ROC : إنّ تمثيل الحساسية في مقابل (1- الدقة) لجميع نقاط القطع يعطي منحنى خاصية تشغيل المستقبل **Receiver Operation Characteristic** والمعروف اختصاراً بمنحنى **ROC** . وتعطي المساحة تحت منحنى ROC والتي تتراوح ما بين الصفر والواحد الصحيح مقياساً لمدى قدرة النموذج للتمييز بين الحالات التي تمتلك السمة موضع الفحص والحالات التي لا تمتلك تلك السمة، وهي تعتبر من أفضل مقاييس دقة التصنيف (Bradley,1997). وتكون المساحة تحت قطر الصدفة تساوي 0.5. وكلما زادت القدرة التمييزية للنموذج وابتعد المنحنى عن قطر الصدفة باتجاه الركن الأيسر العلوي زادت المساحة تحت منحنى ROC حتى تصل إلى القيمة واحد صحيح والتي تعني التمييز التام للحالات (Hosmer & Lemshow,2000,p.160) .

الميل Slope: هو عبارة عن مقدار التغير ΔY على المحور الرأسي Y، مقسوماً على مقدار التغير ΔX في المحور الأفقي X. فإذا كانت قيمة الميل تساوي (+2) فإن ذلك يعني أنه مع كل زيادة في المتغير X بمقدار وحدة واحدة يزداد المتغيّر Y بمقدار وحدتين، أما إذا كان الميل يساوي (- 2) فذلك يعني أنه مع كل زيادة في المتغيّر X بمقدار وحدة واحدة فإن المتغير Y يقل بمقدار وحدتين (Walker, 1996, P.34).

الموهوب: هناك العديد من التعريفات المختلفة للطالب الموهوب، وقد اختار الباحث التعريف الاصطلاحي الذي وضعه آل شارع وزملاؤه للموهوب، والذي ينص على أنّ الطالب الموهوب هو: "التلميذ الذي يوجد لديه استعداد أو قدرة غير عادية أو أداء متميز عن بقية أقرانه في مجال أو أكثر من

المجالات التي يقدرها المجتمع، وخاصة في مجالات التفوق العقلي، والتفكير الابتكاري، والتحصيل الأكاديمي، والمهارات والقدرات الخاصة، ويحتاج إلى رعاية تعليمية خاصة لا تستطيع المدرسة تقديمها له ضمن منهج الدراسة العادية" (آل شارع وآخرون، 1421،ص18). أمّا إجرائياً فإنّ الطالب الموهوب وفقاً لإجراءات الإدارة العامة لرعاية الموهوبين بوزارة التربية والتعليم هو الطالب الذي يحصل على درجة في اختبار القدرات العقلية تتجاوز أو تساوي مائة وخمساً وعشرين درجة. ومع أنّ هذا الإجراء يجعل مفهوم الموهبة لدى وزارة التربية والتعليم يقترب جداً من مفهوم التفوّق العقلي، إلاّ أنّ هذا الإجراء هو المعمول به فعلاً، وعليه فإنّ الباحث سيعتمد إجرائياً نفس هذا التعريف.

تخصص المعلمين: يقصد بتخصص المعلم في هذه الدراسة إحدى فئتين، الفئة الأولى هم معلمو الرياضيات والعلوم، والفئة الأخرى هم معلمو جميع التخصصات الأخرى غير الرياضيات والعلوم.

الفصل الثاني

الإطار النظري

والدراسات السابقة

أولاً: الإطار النظري

الانحدار اللوجستي

مقدمة

يعرّف الانحدار بشكل عام بأنّه التحليل الذي يختص بدراسة اعتماد متغير واحد يعرف بالمتغير التابع على متغير واحد أو أكثر يعرف بالمتغيّر المستقل أو المتغيرات المستقلة (المفسّرة) وذلك بغرض التقدير أو التنبؤ بمتوسط قيمة المتغيّر التابع بمعلومية المتغيرات المفسرة. وبناء على ذلك فإنّ أسلوب الانحدار يستخدم للتوصل إلى نموذج رياضي يوضح العلاقة الكمية بين المتغير التابع المراد التنبؤ بقيمته والمتغيرات المفسّرة (إسماعيل، 1422، ص16).

ويعتبر الانحدار الخطي Linear Regression من أبسط وأهم تطبيقات الانحدار، حيث يشترط تحقق بعض الافتراضات من أجل صحة تطبيق النموذج الخطي. ويضع Menard(2002) في قائمة الافتراضات التي يتطلبها تحليل الانحدار الخطي أن يكون المتغير التابع متصلاً وغير محدود Unbounded، وأن يقاس بالمستوى الفئوي أو النسبي. ولكن كما يرى Fitzgerald(1999) & Cizek و Porter(1999) وWoldbeck(1998) وغيرهم فإنّ هناك العديد من الأوضاع والظروف في علم النفس والتربية والعلوم الاجتماعية وغيرها التي يكون فيها المتغيّر التابع ثنائياً بدلاً من أن يكون متصلاً. ويرى Menard(2002) بأنّه يمكن توسيع الانحدار الخطي

ليتضمن متغيرات مستقلة ثنائية أو أكثر من مستويين، لكن عندما يكون المتغير التابع هو الثنائي فإن تفسير معادلة الانحدار لن يصبح مباشراً.

هناك العديد من الطرق لترميز المتغيّرات غير المتصلة، ولكن كما يرى Poston(2004) وWolfe(2002) وWright(1996) وغيرهم بأنّ من المفيد جداً في حالة المتغيّر الثنائي أن يتم الترميز لذلك المتغيّر بالقيمتين صفر/واحد، بحيث تمثّل القيمة (صفر) غياب الصفة، والقيمة (واحد) ظهور الصفة. إنّ إحدى أهم مميّزات ترميز المتغيّر التابع الثنائي بصفر/واحد هو أنّ متوسط المتغيّر التابع ثنائي القيمة سوف يمثّل ويساوي احتمال أن تكون المشاهدة تمتلك الخاصية Y=1 (Pezzullo,2003) .

ويضرب Wolfe(2002,p.3) مثلاً على ذلك فيقول: إذا افترضنا أنّ المتغيّر التابع هو الحالة، وأنّه يأخذ قيمتين هما: حي وميت، وإذا تمّ ترميز المتغيّر التابع الثنائي على النحو التالي: Y=1 في حالة أن يكون الشخص حياً، و Y=0 في حالة أن يكون الشخص ميتاً، فإنّ متوسط المتغيّر التابع Y مع هذا النوع من الترميز سوف يساوي نسبة الحالات التي تأخذ الرمز (1) من مجموع العينة كلها، أي نسبة الحالات الحيّة من مجموع حالات العينة كلها، وحيث إنّ حاصل جمع المتغيّر Y_i هو $\sum_{i=1}^{n} Y_i$ وهو عبارة عن عدد المشاهدات التي تأخذ الرمز (1)، فإنّ متوسط هذا المتغيّر Y_i هو: $\bar{Y} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Y_i$ أي عدد الحالات التي تمّ ترميزها بالرمز (1) على مجموع الحالات. وبناء على ذلك، فإنّ $\bar{Y}$ تمثّل احتمال أن تكون الحالة تمتلك الصفة التي رمز لها بالرمز واحد.

وباختصار، فإنّ متوسط المتغير التابع الثنائي يصبح دالة للاحتمال، بمعنى احتمال أن تقع الحالة إما في الفئة ذات القيمة الأعلى أو الفئة ذات القيمة الأقل. وعند ترميز المتغير التابع الثنائي بصفر وواحد فإن متوسط المتغير التابع يصبح عبارة عن نسبة الحالات التي تأخذ القيمة واحد في المتغير التابع الثنائي، وبذلك فإن القيمة المتوقعة للمتغير التابع عند قيمة معينة من x، وبافتراض أن العلاقة بين المتغيّرين X وY هي علاقة خطية، يمكن أن تفسر بأنها الاحتمال المتوقع بأن تكون تلك الحالة تأخذ القيمة واحد في المتغير التابع (Menard, 2002; Poston,2004; Guido, Winters & Rains,2006).

ولكن كما يقول Poston(2004) فإنّ السؤال المهم يصبح: كيف ستتم نمذجة احتمالات أن تكون للمتغيّر التابع القيمة واحد P(Y=1)؟ ويتبع بوسطون هذا السؤال بقوله: لعلّ أول استراتيجية ترد إلى ذهن الباحث هي أن يتم توفيق المتغيّرات المستقلة مع احتمال المتغيّر التابع P(Y=1) من خلال النموذج: $P = a + b_1X_1 + b_2X_2 + ... + b_iX_i$ ، أي من خلال نموذج الانحدار الخطي الاعتيادي والمعروف أيضاً بانحدار المربعات الدنيا، والذي سيتم فيه استبدال المتغيّر التابع من Y ثنائي القيمة بالمتغيّر المتصل P(Y=1) وهو احتمال أن تكون قيمة المتغيّر التابع تساوي واحداً صحيحاً. ثمّ يخلص بوسطون إلى القول: لكن، ولأسباب عديدة فإنّ هذا النموذج لن يكون مقبولاً.

إنّ المدخل الأساس للباحث لمناقشة مشكلات استخدام تحليل الانحدار الخطي الاعتيادي مع البيانات ذات المتغيرات التابعة الثنائية، حتى لو

تمّ التعامل مع المتغيّر التابع الثنائي Y كقيمة متصلة من خلال استخدام احتمال أن يكون المتغيّر التابع الثنائي يساوي واحداً P(Y=1)، هو التذكير بأهم الافتراضات التي يبنى عليها تحليل الانحدار الخطي وهي (Menard,2002,p.5; King,2002):

1- تجانس تباين الخطأ Homoscedasticity: أي أن يكون تباين حد الخطأ ε ثابتاً عند جميع مستويات وقيم المتغير المستقل.

2- اعتدالية توزيع الخطأ Normality of Errors: أي أن تكون الأخطاء موزعة بشكل طبيعي عند كل مستوى من مستويات المتغير المستقل.

3- يجب أن تكون العلاقة بين المتغيرات المستقلة والتابعة خطية.

4- أن يتضمّن التحليل جميع المتغيرات المستقلة ذات العلاقة بالتنبؤ بالمتغير التابع، وأيضاً أن تستبعد جميع المتغيرات التي ليست لها علاقة بالتنبؤ بالمتغير التابع.

5- القيم المتوقعة للخطأ: يجب أن تكون القيمة المتوقعة للخطأ ε تساوي صفراً.

6- عدم وجود علاقة خطية متعدّدة multicolinearity بين المتغيرات المستقلة.

مشكلات استخدام الانحدار الخطي لتوفيق البيانات مع المتغير التابع الثنائي

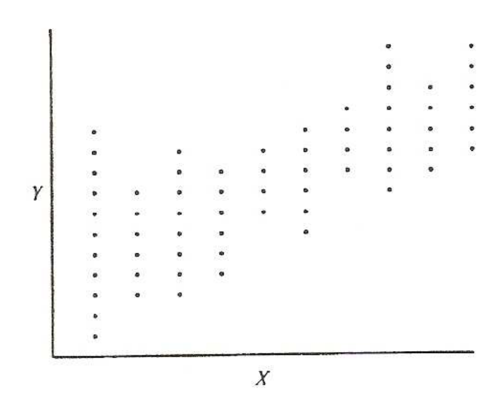
يرى Pample(2000) وFrass & Newman(2003) بأنّ محاولة استخدام تحليل انحدار المربعات الدنيا لتوفيق البيانات ذات المتغيرات التابعة

الثنائية يواجه نوعين رئيسين من المشكلات، النوع الأول ذا طبيعة مفاهيمية، والثاني ذا طبيعة إحصائية. وكما يذكر لي (1997)Lea فإنّ ما يرغب الباحث في التنبؤ به في حالة المتغيّر التابع الثنائي الذي يأخذ القيم صفر/واحد ليس هو بالدقة قيمة المتغيّر التابع (صفر أو واحد)، وإنّما هو الاحتمال بأن تكون النتيجة إمّا صفراً أو واحداً، أي $P(y_i|x_i)=1$ أو $P(y_i|x_i)=0$. وبناء على ذلك، فإنّ المتغيّر التابع في هذه الحالة ليس هو المتغيّر التابع نفسه كما هو الحال عند استخدام الانحدار الخطي، وإنّما المتغيّر التابع هو عبارة عن احتمال أن تكون قيمة المتغيّر التابع تساوي واحداً، وهو الغالب في الاستخدام، أو احتمال أن تكون قيمة المتغيّر التابع تساوي صفراً.

المشكلة المفاهيمية في استخدام انحدار المربعات الدنيا لتوفيق البيانات ذات المتغيرات التابعة الثنائية تنشأ من حقيقة أن الاحتمالات يجب أن تتراوح قيمها بين قيمتين حديتين هما: الواحد الصحيح كحد أعلى والصفر كحد أدنى، أي أنّه وفقاً لتعريف الاحتمالات لا يمكن لقيمة الاحتمال أن يتجاوز الواحد الصحيح، ولا أن ينخفض إلى ما دون الصفر. وحيث إنّ تحليل انحدار المربعات الدنيا هو نموذج خطي يسمح لخط الانحدار أن يمتد حتى موجب ما لا نهاية، أو أن يمتد حتى سالب ما لا نهاية حسب قيمة المتغيّر أو المتغيرات المستقلة، فإنّ استخدام انحدار المربعات الدنيا مع البيانات ذات المتغير التابع الثنائي قد يفاجئ الباحث بقيم متوقعة للمتغير التابع تتجاوز الواحد الصحيح أو تقل عن الصفر، الأمر الذي يتناقض تماماً مع مفهوم الاحتمالات (Cizek & Fitzgeral,1999;Lea,1997;Poston,2004).

ولتوضيح الفكرة السابقة بيانياً يلاحظ أنّه عند تمثيل رسم الانتشار لمتغيرين متصلين، فإن رسم الانتشار سيكون على شكل نقاط تشبه السحابة، حيث يعتمد شكل تلك السحابة على قوة العلاقة بين المتغيرين المتصلين. وللتنبؤ بقيمة أحد المتغيرين وليكن Y بدلالة قيمة المتغير الآخر وليكن X، يتم رسم خط يمثّل أفضل توفيق للبيانات المشاهدة، بحيث يكون هذا الخط هو الذي يعبّر عن العلاقة بين المتغيرين المتصلين، بحيث يحقق خاصية أن مجموع مربعات انحرافات القيم المتوقعة (الواقعة على الخط) والقيم المشاهدة تكون أقل ما يمكن. وتسمى هذه الطريقة بالمربعات الدنيا. ويلاحظ في هذه الحالة ونظرياً على الأقل أن عملية التنبؤ بقيمة Y تتم باستخدام نفس الخط المستقيم، وأن ذلك الخط هو المعتمد عند التنبؤ بقيم Y بدلالة قيم المتغير X، سواء كانت قيمة X مرتفعة جداً، أو متوسطة، أو منخفضة.

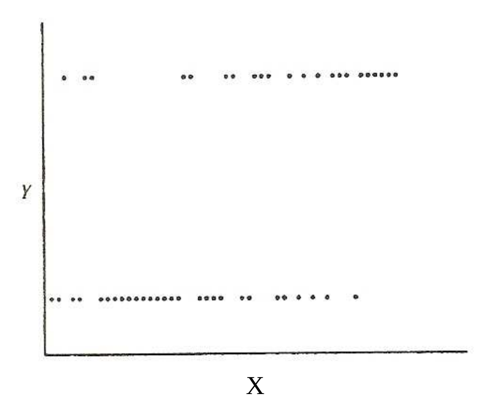
شكل (1): رسم الانتشار للعلاقة بين متغيّرين متصلين



(Pample,2000,p.4)

لكنّ الوضع يختلف قليلاً في حالة المتغير التابع الثنائي، حيث يلاحظ أن رسم الانتشار لا يظهر ما يشبه السحابة عند تمثيل العلاقة بين المتغير المستقل المتصل X والمتغير التابع الثنائي Y ، بل إنّ رسم الانتشار في هذه الحالة هو عبارة عن مجموعتين من النقاط المتوازية.

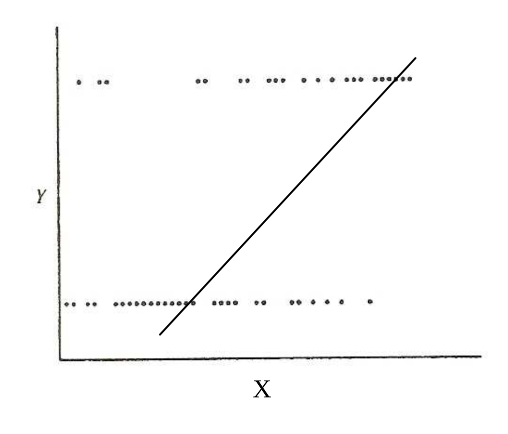
شكل (2): رسم الانتشار للعلاقة بين متغيّر متصل وآخر ثنائي القيمة



(Pample,2000,p.4)

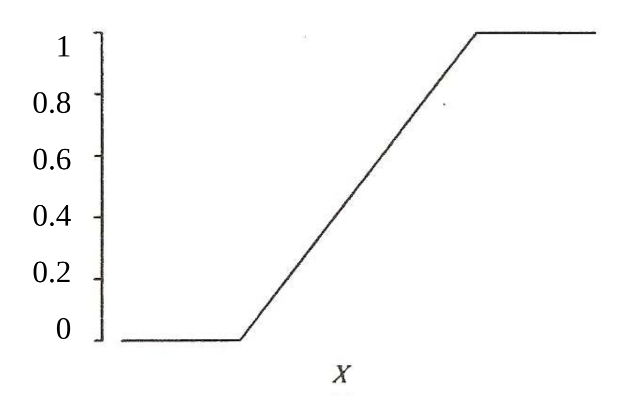
وبذلك فإن محاولة رسم أفضل خط مستقيم لتوفيق البيانات المشاهدة سيكون غير ملائم. والسبب في ذلك هو أن أي خط سوف يتجاوز بالضرورة الواحد الصحيح ويسقط دون الصفر أيضاً إلاّ إذا كان الميل يساوي صفراً (Pample,2000).

شكل (3): خط توفيق العلاقة الخطية بين متغيّر متصل وآخر ثنائي القيمة



يـرى (Pample, 2000) بـأن أحـد الحلـول للمشـكلة السـابقة هـي اعتمـاد صيغة القمـة والقـاع The floor & Ceiling form. ووفقـاً لمبـدأ القمـة والقاع فإن هناك حدوداً للقيم المتنبأ بها بحيث يفترض ألاّ تتجاوز القيم المتنبأ بها الواحد الصحيح ولا تقل عن الصفر.

شكل (4): تحديد سقف وقاع للعلاقة بين المتغيّرين

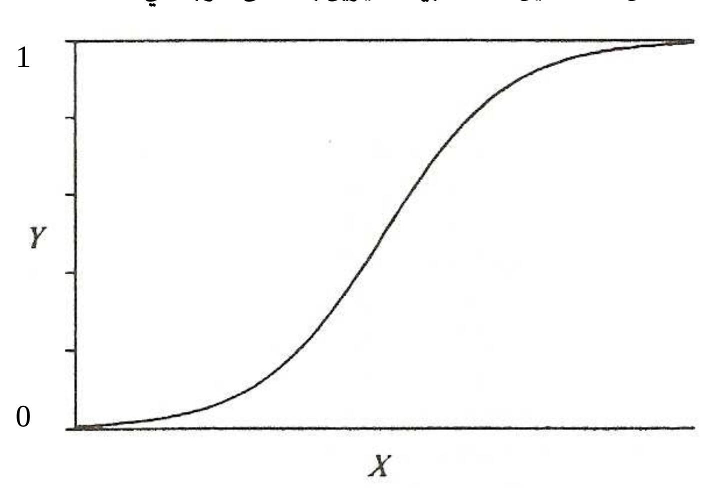


(Pample,2000,p.6)

وبناء على ذلك، فإنّ توفيق البيانات في حالـة المتغيّـر التـابع الثنـائي لـن يكـون مـن خـلال اسـتخدام أفضـل خـط مسـتقيم، ولكـن كمـا يقـول Walker(1998) و Sahai & Ward(w.d.) فـإنّ المنحنـى اللوجسـتي والـذي تقـع قيمـه بـين الصـفر والواحـد والـذي يأخـذ الشـكل S هـو الأنسـب لتوفيـق البيانات المشـاهدة في حالـة المتغيّـرات التابعـة الثنائيـة. وقـد أكّـد هـذا التوجـه Schmidt(2000) أيضـاً حيـث رأى بـأنّ العلاقـة غيـر الخطيـة الأكثـر ملاءمـة سـوف تكـون مشـابهة للحـرف S، بحيـث تكـون مسـتويات المنحنـى محصـورة بين الصفر والواحد، وبحيث يمكـن تقريبه علـى أنـه مجموعـة مـن الخطـوط ذات الميول المختلفـة، وبحيـث تكـون الخطـوط القريبـة مـن الصـفر أو الواحـد

الصحيح ذات ميول صغيرة جداً، في حين أنّ الخطوط في المنطقة الوسطى من المنحنى ذات ميول كبيرة، وعند تمثيل تلك الخطوط بخط ناعم نحصل على منحنى على شكل S، كما في الشكل التالي:

شكل (5): تمثيل العلاقة بين متغيّرين بالمنحنى اللوجستي

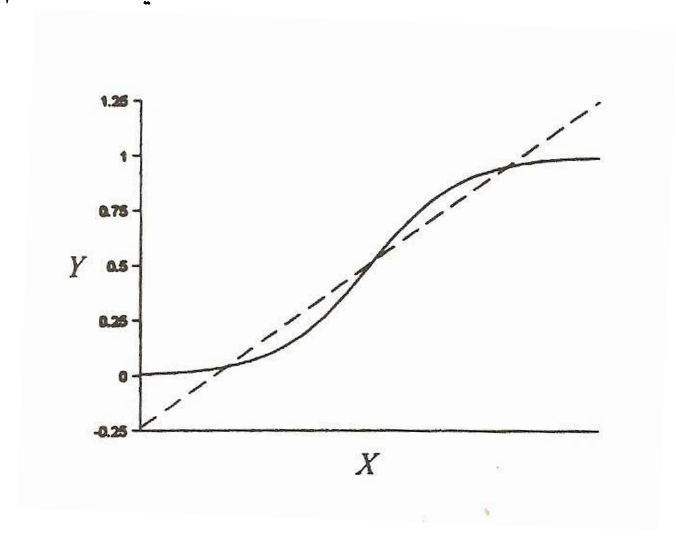


(Pample,2000,p.6)

إنّ اعتماد الانحدار في الشكل السابق على المنحنى اللوجستي $P=\frac{e^{a+bX}}{1+e^{a+bX}}$ بدلاً من الخط المستقيم $Y=a+b*X$، هو الذي جعل هذا النوع من الانحدار يسمى بالانحدار اللوجستي Logistic Regression بدلاً من الانحدار الخطي Linear Regression والذي يسمى أيضاً بانحدار المربعات الدنيا الاعتيادي Ordinary Least Square Regression (Walker,1998; Sahai & Ward,w.d.). ويرى Pample(2000) بأن الانحدار الخطي قد يقرّب العلاقة الخطية في مدى معين من العينة، وذلك من خلال أخذ متوسط الميول المختلفة المتضمنة في المنحنى. ومع ذلك، فإن العلاقة الخطية لا تزال تبخس العلاقة الفعلية في المنطقة الوسطى، وتبالغ في

العلاقة في الأطراف ما لم يكن للمتغير المستقل قيمة في منطقة يكون فيها المنحنى خطّياً تقريباً.

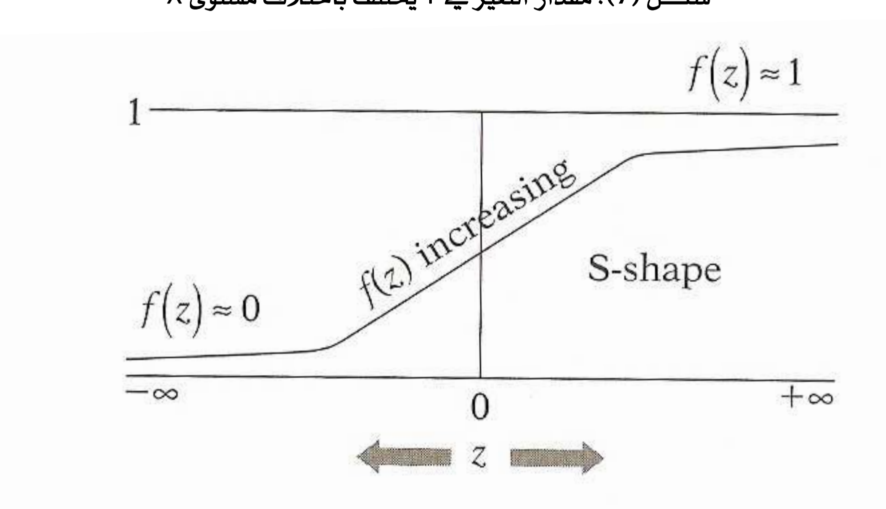
شكل (6): مشكلة تقريب المنحنى اللوجستي بخط مستقيم



(Pample,2000,p.8)

طبعاً هذا النوع من توفيق البيانات، والذي يتقيّد بقيم محدّدة للقمة والقاع، والذي لا يمثّل بخط مستقيم، يفرض تحديات جديدة يجب أخذها بعين الاعتبار. فمن تلك التحديات والمشكلات الجديدة التي تظهر طبيعة العلاقة غير الخطية بين المتغيّر التابع والمتغيّر أو المتغيّرات المستقلة. فيلاحظ من الشكل التالي:

شكل (7): مقدار التغيّر في Y يختلف باختلاف مستوى X



(Kleinbaum & Klein,2002,p.6)

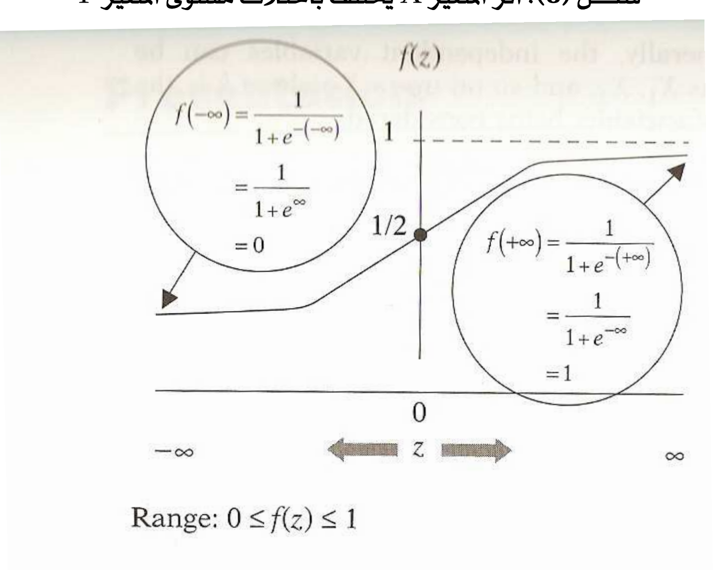
أنّ تأثير التغيّر بمقدار الوحدة الواحدة في المتغير المستقل على الاحتمال المتوقع للمتغير التابع وهو ما يسمى بميل المنحنى سوف يكون عند اقتراب المنحنى من القمة أو القاع أقل منها في حالة الجزء الأوسط من المنحنى (Walker,1998). وبناء على ما سبق فإن العلاقة غير الخطية بين المتغير التابع والمستقل في منطقة الوسط يمكن اعتبارها تقريباً للعلاقة الخطية، ولكن بدلاً من أن تستمر إلى أعلى أو إلى أدنى بشكل لانهائي، فإن هذه العلاقة غير الخطية تبدأ تدريجياً في البطء كلما اقتربنا من الصفر أو الواحد الصحيح. ويلاحظ عندها أنه كلما اقتربت القيم أكثر وأكثر من الصفر أو الواحد، فإنّ الحاجة لإحداث تغيّر في قيمة P يتطلّب تغيّراً كبيراً في المتغيّر المستقل X مقارنة بما يحتاج إليه نفس القدر من التغيّر في P في منطقة وسط المنحنى (Aldrich & Nelson,1984,p.32).

فعلى سبيل المثال، لإحداث تغير في احتمال حدوث حدث ما من 0.95 إلى 0.96، يتطلب الأمر تغيّراً في المتغير المستقل أكبر بكثير مما يتطلبه تغير الاحتمال من 0.45 إلى 0.46 ويكون المبدأ ببساطة هو أن نفس الإضافة التي تحدث في المتغير المستقل يكون لها أثر أقل على المتغير التابع في المنطقة القريبة من السقف أو القاع، وأنه للحصول على قدر من الأثر بالقرب من منطقتي السقف والقاع مقارباً للأثر الحادث في منطقة الوسط من المنحنى، فإنه لابد من حدوث تغير أكبر في قيم المتغير أو المتغيرات المستقلة (Pample, 2000).

هناك مشكلة أخرى تنشأ من حدود القمة والقاع عند محاولة توفيق البيانات، وهي مشكلة خاصية الإضافة additivity (Lea,1997). فكما يرى CMH(2002) بأنّ هناك نوعين شائعين من النماذج الإحصائية وهما: النماذج الإضافية additive ، والنماذج الضربية multiplicative. ففي النموذج الجمعي يفترض أنّ المعاملات تؤثّر في المتغيّر التابع عن طريق تغييره من خلال الإضافة أو الطرح. ومثال ذلك زيادة الإنتاج بمقدار معيّن، لكلّ ساعة عمل إضافية. أمّا في النموذج الضربي، فيفترض أنّ المعاملات تؤثّر في المتغيّر التابع من خلال الضرب أو القسمة. ومثال ذلك زيادة عدد السكان بشكل مضاعف كلما زاد عدد السنوات. ومثال آخر وهو زيادة الأرباح بشكل مضاعف، كلما زاد رأس المال. إذاً في النماذج الجمعية تكون التغيّرات التي نراها في المتغيّر التابع بنفس المقدار والحجم، بغض النظر عن مستوى المتغيّر المستقل. أمّا في النماذج الضربية فإنّ التغيّرات المشاهدة في المتغيّر التابع يعتمد حجمها ومقدارها على مستوى المتغيّر المستقل، بحيث

يكون تأثير المتغيّر المستقل على المتغيّر التابع ليس ثابتاً لجميع مستويات المتغيّر التابع، بل يكون عالي التأثير في المستويات المتوسطة من قيم المتغيّر التابع، وضئيل التأثير عند طرفي قيم المتغيّر التابع (Pezzullo,2003).

شكل (8): أثر المتغيّر X يختلف باختلاف مستوى المتغيّر Y



(Kleinbaum & Klein,2002,p.6)

إنّ جميع النماذج الخطية هي نماذج جمعية (Pezzullo,2003). وإذا تم تمثيل الدالة الخطية جبرياً على النحو التالي: $Y = a + b * X$ ، فإنّ هذا يعني أنّه لكل زيادة بمقدار الوحدة الواحدة في X ، سوف تزداد قيمة Y بمقدار b من وحدة Y ، وذلك أياً كانت مستويات X أو Y (Pezzullo,2003). لكنّ هذا النموذج الجمعي لا ينطبق في حالة المتغيّرات التابعة الثنائية، والسبب في ذلك أنّ المتغيّر التابع له حدود عليا ودنيا، وأنّ تأثير المتغيّر المستقل على المتغيّر التابع يقل جداً كلما اقتربت قيم المتغيّر التابع Y من الحد الأعلى وهو الواحد الصحيح أو من الحد الأدنى وهو الصفر، كما هو واضح من الشكل السابق.

أما المشكلة الإحصائية لاستخدام تحليل انحدار المربعات الدنيا في حالة توفيق البيانات ذات المتغيرات التابعة ثنائية القيمة فهي تكمن في انتهاك افتراضات تحليل الانحدار الخطي وأهمها افتراضي: اعتدالية التوزيع normality وتجانس التباين homescedasticity، حيث تنشأ هاتان المشكلتان بسبب الطبيعة الثنائية للمتغير التابع (Fraas & Newman,2003; Cizek & Fitzgerald,1999).

إن افتراض تحليل الانحدار الخطي لاعتدالية توزيع الأخطاء يعني أن يكون توزيع قيم الأخطاء حول القيم المتوقعة لـY عند كل مستوى من مستويات المتغيّر المستقل X في المجتمع توزيعاً اعتدالياً، أمّا افتراض تجانس التباين فيعني أن يكون تشتت وتباين قيم هذه الأخطاء عند كل مستوى من مستويات X متساوياً.

إن المتغير التابع Y في حالة المتغيرات التابعة ثنائية القيمة، له قيمتان فقط، وبذلك فإن هناك قيمتين فقط للبواقي عند كل مستوى من مستويات X. وإذا كان عند أي قيمة أو مستوى من مستويات x_i ، يكون الاحتمال المتوقع تساوي $b_0 + b_1 x_i$ ، فإن قيم البواقي ستكون على النحو التالي :(Pample,2000)

$1-(b_0 + b_1 x_i)$ وذلك عندما تكون y_i تساوي الواحد الصحيح.

و $0-(b_0 + b_1 x_i)$ وذلك عندما تكون y_i تساوي الصفر.

حتى في المجتمع الأصلي، فإن توزيع الأخطاء لن يكون طبيعياً عند أي مستوى من مستويات X عندما يكون للتوزيع قيمتان فقط. وكما يرى

(Newsom(2003 فإنّ توزيع الأخطاء (البواقي) في مثل هذه الأوضاع من المحتمل وبشكل كبير أن تتبع التوزيع اللوجستي Logistic Distribution وليس التوزيع الطبيعي Normal Distribution.

كما أن المعادلتين السابقتين توضحان أنّ حد الخطأ ينتهك أيضاً افتراض تجانس التباين Homoscedasticity ، وذلك لأن حد الخطأ في الانحدار يتفاوت ويتغير حسب مستوى X. حيث يلاحظ أن توفيق البيانات من خلال خط مستقيم يمتد من الحد الأدنى لـY إلى الحد الأعلى سوف يولد قيم أخطاء غير متجانسة، بحيث تكون هذه القيم منخفضة بالقرب من أطراف X أي بالقرب من السقف أو من القاع، في حين أن هذه الأخطاء تكون كبيرة نوعاً ما في منطقة الوسط، وبذلك يكون تباين الخطأ ليس ثابتاً (Fraas & Newman, 2003).

ويرى (Pample(2000 أن المشكلة التي تنشأ عن عدم تجانس تباين الخطأ تأثيراتها أخطر من تأثيرات المشكلة التي تنشأ عن عدم اعتدالية الأخطاء خاصة عندما تكون العينة كبيرة. إن المشكلة التي تترتب على عدم تجانس تباين الخطأ هي أن الخطأ المعياري للعينة لن يكون صحيحاً حتى لو كانت العينة كبيرة الحجم، وبذلك فإن اختبارات الدلالة الإحصائية لن تكون لها أي مصداقية.

ويعبر (Hosmer & Lemeshow(2000,pp.6-7 عن ذلك بقولهما :

إن الفرق المهم بين الانحدار الخطي والانحدار اللوجستي يرتبط بالتوزيع الشرطي للمتغير التابع. ففي حالة الانحدار الخطي، يتم الافتراض بأن القيمة المشاهدة للمتغير التابع يمكن التعبير عنها بالمعادلة: $y = E(Y/x) + \varepsilon$ بحيث يكون المقدار ε والمسمى بالخطأ يعبّر عن انحرافات المشاهدات عن المتوسط الشرطي Conditional mean. إن الافتراض الأهم هو ضرورة أن تتبع الأخطاء ε التوزيع الطبيعي بمتوسط مقداره صفر وبتباين ثابت، وذلك عند أي مستوى من مستويات المتغير المستقل. وهذا معناه أن التوزيع الشرطي للمتغير التابع عند أي مستوى من مستويات x سوف يكون طبيعياً بمتوسط مقداره $E(Y/x)$ وبتباين ثابت، وهذا ما لا يتحقق مع المتغير التابع الثنائي.

ففي حالة المتغير التابع الثنائي يمكن أن نعبّر عن قيمة المتغير التابع عند مستوى x بالمعادلة $y = P(x) + \varepsilon$ بحيث يأخذ المقدار ε إحدى القيمتين التاليتين:

$\varepsilon = 1 - P(x)$ إذا كان y =1 وباحتمال $P(x)$

أو $\varepsilon = -P(x)$ إذا كان y=0 وباحتمال $1 - P(x)$

وبناء على ذلك، فإن ε يكون لها توزيع بمتوسط يساوي صفراً وبتباين يساوي $P(x)[1 - P(x)]$ ، بمعنى أن التوزيع الشرطي للمتغير التابع سوف يتبع توزيع برنولي وبقيمة احتمال تعطى بواسطة المتوسط الشرطي.

ويوضح Zhao et al.(2001) عدم تجانس تباين المتغيّر التابع في حالة الانحدار اللوجستي خاصة عند طرفي التوزيع بقولهم: في حالة المتغير الثنائي يكون التباين يساوي p q ، وعندما يكون الناس الذين لديهم y=1 نسبتهم 50٪ ، فإن التباين يكون عندها 0.25، وهي أعلى قيمة يمكن أن يكون عليها التباين. وكلما تحركنا تجاه القيم المتطرفة، فإن التباين يقل.

ويضيف (Zhao et al.(2001 بقولهم: عندما تكون p=0.1 فإن التباين هو (0.09 = 0.1 * 0.9) ولذا كلما اقتربت p من الواحد أو الصفر، فإن التباين يقترب من الصفر.

ويوضح (Edward(2003 كيف أنّ تباين المتغيّر التابع (احتمال أن تكون Y=1) في حالة الانحدار اللوجستي غير ثابت من خلال المعادلات التالية:

$$Var(Y_i) = P_i\,(1 - P_i)$$

$$Var(Y_i) = E(Y_i)(1 - E(Y_i))$$

$$Var(Y_i) = (a + b\,x_i)(1 - a - b\,x_i) \qquad (13)$$

حيث يتضح أنّ تباين المتغير التابع يعتمد على قيمة ومستوى المتغير المستقل. إن تباين الخطأ الذي يعتمد على مستويات المتغير المستقل x يجعل تقديرات معاملات الانحدار _مع أنها لا تعاني من التحيز_ ليست هي أفضل التقديرات من حيث امتلاكها لأصغر خطأ معياري. كما أن هذه البواقي سيكون لها توجه منتظم، إضافة إلى اعتمادها على قيمة x، كما أنها لن تكون موزعة بشكل طبيعي، كما أن تباينات المعاينات لن يمكن تقديرها بشكل صحيح، ولذا فإن نتائج اختبار الفرضيات وبناء حدود الثقة لمعاملات الانحدار لن تكون صحيحة (Menard, 2002).

تحويلات الانحدار اللوجستي

هناك عدّة إجراءات تحويلية يمكن أن تقدّم مساهمات جدّية لحل بعض الصعوبات والتحديات التي ذكرت سابقاً، وسيقوم الباحث بعرض أهم المفاهيم التي ستسهم في تقديم تلك الحلول على النحو التالي:

الاحتمال Probability

الاحتمال هو عبارة عن عدد يتراوح ما بين الصفر والواحد الصحيح، وهي تعبر عن أرجحية likelihood وقوع حدث معين. فعلى سبيل المثال، احتمال فوز فريق ما هو عبارة عن عدد مرات الفوز مقسوماً على العدد الكلي للمباريات، وبهذا المعنى فإن الاحتمال هو عبارة عن حاصل قسمة عدد مرات النجاح على العدد الكلي للمحاولات (Walker,1996,P.34). وحيث إنّ المتغيّر التابع في حالة هذه الدراسة هو متغيّر ثنائي القيمة يأخذ إحدى القيمتين Y=1 لظهور السمة و Y=0 عند عدم ظهورها، فإنّنا نلاحظ أنّه إذا جمعنا جميع الحالات التي تكون فيها Y=1 وقسمناها على العدد الكلي للحالات، فإنّ القيمة الناتجة تمثّل متوسط قيمة المتغيّر التابع Y، وهذه القيمة تقابل تماماً نسبة أو احتمال أن تكون قيمة المتغيّر التابع يساوي واحداً Y=1 في بيانات العينة.

وبناء على ذلك فإنّ الخطوة الأولى لتوفيق البيانات بين المتغيّر أو المتغيّرات المستقلة والمتغيّر التابع الثنائي Y، هو التعامل مع المتغيّر التابع ثنائي القيمة كما لو كان متغيّراً متصلاً بحيث إنّ القيم المتوقعة له تمثّل احتمال أن يكون المتغيّر التابع يأخذ القيمة Y=1 ، وليس المتغيّر التابع نفسه والذي

لا يأخذ إلاّ إحدى القيمتين صفر أو واحد. إنّ توفيق بيانات المتغيّرات المستقلة X's مع احتمال أن يكون المتغيّر التابع يأخذ القيمة واحداً P(Y=1) بدلاً من المتغير التابع Y نفسه يفتح الطريق للتعامل مع المتغيّر التابع P(Y=1) كمتغيّر متصل.

إنّ الطريقة السابقة التي تتمثّل في اعتبار المتغيّر التابع هو احتمال أن يمتلك صفة ما تم ترميزها بالقيمة واحد أي P(Y=1) بدلاً من المتغيّر التابع ذاته Y ، وكذلك فتح الطريق للتعامل مع المتغيّر التابع المعدّل كمتغيّر متصل بدلاً من كونه في الأصل متغيّراً ثنائي القيمة بحيث يمكن توفيقه بنموذج خطي، كل ذلك قد أوجد مشكلة مفاهيمية خطيرة، وهي إمكانية ظهور قيم متوقعة للمتغيّر التابع الجديد تتجاوز الواحد صحيح أو تقل عن الصفر، وهو ما يتناقض مع مفهوم الاحتمالات، الأمر الذي يجعل من الخطأ بناء معادلة خطية للتنبؤ بالاحتمال P(Y=1) (Dallal, 2001; Cizek & Fitzgeral,1999).

إنّ إحدى طرق التعامل مع هذه المشكلة والمتمثّلة في كون متغيّر الاستجابة مقيّداً بقيم محدّدة (من صفر إلى واحد صحيح) هي تطوير دالة استجابة محوّلة تستطيع أخذ أي قيمة، وتستخدم التوليفة الخطية للمتغيرات المستقلة، ولذا فإنّ الخطوة الأولى لتحقيق ذلك هو إجراء تحويل بسيط ومهم يتمثّل في استخدام معامل الترجيح Odds بدلاً من الاحتمالات P (Edward,2003).

معامل الترجيح Odds

إنّ معامل الترجيح Odds هو عبارة عن طريقة للتعبير عن مدى احتمال حدوث شيء ما مقارنة باحتمال عدم حدوثه، وغالباً ما يتم التعبير عنه على شكل نسبة بين العددين. فإذا توقع شخص فوز فريق ما في ثلاث من خمس مباريات، وفوز الفريق الآخر في مباراتين من المباريات الخمس، فهذا يعني أنّ احتمال فوز الفريق الأول هو $\frac{3}{5} = 0.60$ واحتمال فوز الفريق الثاني هو $\frac{2}{5} = 0.40$.

أمّا عند التعبير عن الاحتمال السابق باستخدام معاملات الترجيح فيقال بأنّ معامل ترجيح فوز الفريق الأول هو 3 إلى 2 ، وهذا يعني أن الشخص يتوقع فوز الفريق في 3 مباريات ويخسر في مباراتين من المباريات الخمس، أمّا الفريق الثاني فإنّ معامل ترجيحه هو 2 إلى 3 ، بمعنى أن من المتوقع لهذا الفريق أن يفوز في مباراتين في حين أنه يخسر في ثلاث مباريات من المباريات الخمس، وبذلك يظهر الفرق بين معاملات الترجيح Odds والاحتمالات Probability (Walker, 1996, P.33).

وعادة ما يتم التعبير عن معامل الترجيح بعدد، ولذا فإن معامل الترجيح الذي قيمته 10 سيعني أن فرصة وقوع الحدث تبلغ عشرة أضعاف فرصة عدم حدوثه. ولأن العدد يمكن أن يكون كسريّاً كما في الأمثلة السابقة، فإنه لا داعي للاحتفاظ بقيم البسط أو المقام، بل يتم الاكتفاء بقيمة العدد الكلي. فمثلاً معامل الترجيح 7 إلى 3 يمكن أن يتم التعبير عنه على شكل القيمة 2.33 (أي 2.33 إلى 1). ولذا إذا كانت قيمة معامل

الترجيح تساوي واحد ، فإن هذا يعني أن احتمال وقوع الحدث وعدم حدوثه متساويتان. أما إذا كانت قيمة معامل الترجيح أقل من الواحد الصحيح، فإن هذا يعني أن احتمال وقوع الحدث أقل من احتمال عدم حدوثه. أما إذا كانت قيمة معامل الترجيح أكبر من واحد ، فإن احتمال وقوع الحدث ستكون أعلى من احتمال عدم حدوثه. ويمكن التعبير عن قيمة معامل الترجيح بشكل آخر. فمثلاً إذا كانت قيمة معامل الترجيح 1.6 ، فإن هذا يعني أن احتمال وقوع الحدث أكبر بمقدار 1.6 مرة من احتمال عدم وقوعه. ولذا يمكن التعبير عن هذه النتيجة بالقول إن الحدث سوف يحدث 160 مرة لكل 100 مرة لا يحدث فيها الحدث. إن التعبير عن معامل الترجيح بعدد يمكّن الباحثين من مقارنة معاملات الترجيح بعضها ببعض، فمثلاً معامل الترجيح 9 إلى 1 ، هي أعلى بمقدار ثلاث مرات من معامل الترجيح 3 أي 3 إلى 1. وكذلك فإنّ معامل الترجيح 3 هو ثلث مقدار معامل الترجيح البالغ 9، كما أنّ معامل الترجيح 0.24 هو ضعف معامل الترجيح 0.12 وهكذا (Pample, 2000, P.12).

إن التدقيق في الصيغة الرياضية لمعاملات الترجيح يمنح فرصة أكبر لمزيد من فهم العلاقة بين معاملات الترجيح والاحتمالات. إن تعريف معامل الترجيح (O_i) كما ورد في المعادلة رقم (1) ص12 ينص على أنه عبارة عن النسبة بين احتمال وقوع حدث ما P_i إلى احتمال عدم وقوع ذلك الحدث ($1-P_i$)، أي:

$$O_i = \frac{P_i}{(1-P_i)}$$

حيث: O هي معامل ترجيح وقوع الحدث.

و P هي احتمال وقوع الحدث.

وحيث إنّ قيمة P محصورة دائماً فيما بين الواحد الصحيح كقيمة عظمى والصفر كقيمة دنيا، وبناء على المعادلة الرياضية السابقة، فإن معامل الترجيح O_i سوف ينحصر فيما بين الصفر عند وصول P إلى الصفر وموجب مالانهاية عندما تصل قيمة P إلى الواحد الصحيح. ويمكن تلخيص مدى القيم التي يأخذها معامل الترجيح (O) من خلال العلاقات التالية:

$$P = P_r\{Y_i = 1\}$$

$$(1-P) = P_r\{Y_i = 0\}$$

$$O(odds) = \frac{P}{1-P}$$

$$0 \le P \le 1$$

$$0 \le \frac{P}{1-P} < \infty$$

أي أن: $0 \le O < \infty$

يلاحظ أن معامل الترجيح Odds والذي يرمز له بالرمز O، قد حل مشكلة الحدود العليا للاحتمال P، بحيث أصبح معامل الترجيح يأخذ أي قيمة من الصفر وحتى ما لانهاية، وبذلك فإن تحويل معامل الترجيح O قد ساهم في حل نصف المشكلة حتى الآن وهي إزالة الحد الأعلى للاحتمالات P (Pample, 2000, P.12).

العلاقة بين الاحتمال P ومعامل الترجيح O

سبق أن ذكر بأنّ توفيق البيانات بين المتغيّرات المستقلة X's والمتغيّر التابع احتمال أن يكون المتغيّر Y يساوي واحد P(Y=1) يتم من خلال العلاقة التالية (Aldrich & Nelson,1984,p.32) :

$$P = \frac{e^{a+b_1 x_1}}{1+e^{a+b\ x_1}} \qquad (14)$$

حيث: P هي احتمال Y=1 ،

$\frac{e^{a+b_1 x_1}}{1+e^{a+b\ x_1}}$ هو المنحنى اللوجستي لعلاقة X_1 مع الاحتمال P .

وبناء على العلاقة بين معامل الترجيح O والاحتمال P ، فإنّه يمكن توفيق البيانات بين المتغيّرات المستقلة X's والمتغيّر التابع لمعامل الترجيح O بدلاً من الاحتمال P حسب المعادلات التالية:

$$\because\ P = \frac{e^{a+b_1 x_1}}{1+e^{a+b\ x_1}}$$

$$\because O = \frac{P}{(1-P)}$$

$$\therefore \quad O = \frac{e^{a+b_1 x_1}/(1+e^{a+b_1 x_1})}{1/(1+e^{a+b_1 x_1})} \qquad (15)$$

$$\therefore \quad O = e^{a+b_1 x_1} \qquad (16)$$

ويلاحظ من المعادلة السابقة أن العلاقة بين معامل الترجيح O والمتغير المستقل X_1 هي علاقة غير خطية ، وأنّ النموذج ليس إضافياً additive.

ويوضح Pample(2002) العلاقة بين الاحتمالات P ومعاملات الترجيح O بقوله: كلما زادت قيمة الاحتمال واقتربت من الحد الأعلى

الواحد الصحيح، نجد أن البسط في معاملات الترجيح يزداد مقارنة بالمقام الذي ينخفض، مما يجعل قيمة معامل الترجيح تصبح عالية جداً وبشكل كبير، وبذلك نجد أنّ قيم معاملات الترجيح تتزايد بشكل كبير عندما تتغير قيم الاحتمالات بالقرب من حدها الأعلى الواحد الصحيح. ويعطي بامبل مثالاً لمقارنة التغير في قيم الاحتمالات مع ما يقابلها من تغير في قيم معاملات الترجيح على النحو التالي(Pample,2000,p.10):

جدول (2): التغيّر في قيم معاملات الترجيح مقابل التغيّر في الاحتمالات

P_i	0.99	0.999	0.9999	0.99999
O_i	99	999	9999	99999

لاحظ أن التغير الطفيف في قيم الاحتمالات، ينتج عنه تغير كبير وهائل في قيم معاملات الترجيح، وأن اقتراب قيم الاحتمالات من الواحد الصحيح يجعل قيم معاملات الترجيح تقترب من اللانهاية. وإذا كان المثال السابق يوضح تأثير اقتراب قيم الاحتمالات من حدها الأعلى على قيم معاملات الترجيح، فإن المثال التالي يوضح مقارنة أخرى بين بعض قيم الاحتمالات الموزعة بشكل طبيعي، ومقارنتها بقيم معاملات الترجيح المقابلة لها (Pample,2002,p.11).

جدول (3): توزيع قيم معاملات الترجيح مقابل توزيع قيم الاحتمالات

P_i	0.01	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	0.99
$1-P_i$	0.99	0.9	0.8	0.7	0.6	0.5	0.4	0.3	0.2	0.1	0.01
O_i	0.01	0.11	0.25	0.43	0.67	1	1.5	2.33	4	9	99

لاحظ أنه عندما كانت قيمة الاحتمال تساوي 0.5، فإن قيمة معامل الترجيح كانت تساوي الواحد الصحيح، وأنه كلما زادت قيم الاحتمالات

في اتجاه الواحد الصحيح، فإن قيم معاملات الترجيح لم تعد محكومة بالسقف الذي يخضع له الاحتمال. أما عندما تنخفض قيمة الاحتمال وتقترب من الصفر، فإن قيمة معاملات الترجيح لا تزال تقترب من الصفر. وعلى هذا يلاحظ أن معاملات الترجيح قد قامت بتقديم حل واحد للقيود المفروضة على قيم الاحتمالات، بمعنى أنه إذا كان للاحتمالات قمة وقاع (حدود عليا وحدود دنيا)، فإن معاملات الترجيح ليس لها حدٌ أعلى، وإن كانت لا تزال مقيدة بالحد الأدنى وهو الصفر (Pampl,2002,P.11).

وكما يتضح من الأمثلة السابقة، فإنّ هناك حاجة لإجراء تحويل ما على معامل الترجيح، بحيث يتم في هذا التحويل إزالة قيد الحد الأدنى من القيم المسموح بها لمعامل الترجيح O وهو الصفر. كما تظهر الحاجة إلى التحويل أيضاً من أجل ضم وضغط التغيّر الكبير الذي يحدث في قيم معامل ترجيح Y كلما زادت قيم المتغير X. وبناء على ذلك، فإن استخدام تحويل اللوغاريتم الطبيعي $\log_{10}$ والذي يرمز له أيضاً بالرمز ln قد يكون هو الإجراء المناسب.

لماذا التحويل اللوغاريتمي؟

الدالة اللوغاريتمية تنزع إلى ضم وضغط القيم العالية في البيانات، وتوسيع وفرد القيم الصغيرة جداً فيها. إن هذا الضغط والتوسيع قد يعمل على تصحيح عدة مشكلات في البيانات، مثل التواء التوزيع، ووجود مشاهدات متطرفة، وعدم تجانس التباين (King & Zeng,2001). كما أن التحويل اللوغاريتمي يمكن الباحثين من تبسيط النماذج الإحصائية

وتحويلها من نماذج ضربية إلى نماذج جمعية يصبح فيها تأثير المتغير أو المتغيرات المستقلة على المتغير التابع تأثيراً يخضع للجمع أو الطرح بمقدار معين كلما تغيرت قيم المتغير المستقل، وأن يصبح ذلك المقدار من الزيادة أو النقصان في المتغير التابع هو مقدار معلوم وثابت أيا كانت مستويات المتغيرات المستقلة (King & Zeng,2001). إن البيانات التي لها حدود معينة مثل المتغيرات الثنائية والتي تقترب فيها متوسطات المتغير Y (الاحتمال P(Y=1)) من الواحد الصحيح أو الصفر يحتاج إلى هذا النوع من التحويل اللوغاريتمي (King & Zeng,2001). وحتى مع إجراء التحويل السابق من استخدام معاملات الترجيح O بدلاً من الاحتمالات P، فإنّ معاملات الترجيح والتي تتزايد قيمتها العليا بشكل حاد، وتغيّرها البطيء والتدريجي عند الحد الأدنى من القيم (طبعاً الحد الأدنى هو صفر)، كل ذلك يجعل من الملائم استخدام التحويل اللوغاريتمي مع معاملات الترجيح. وباختصار فإنّ الدالة اللوغاريتمية تضم القيم الكبيرة للبيانات، وكلما كانت القيمة أكبر كان الضغط لها أكبر. وكذلك بالنسبة للقيم الصغيرة التي يقوم التحويل اللوغاريتمي بتوسيعها كلما كانت القيم أصغر، كان التمديد لها والتوسيع أكبر.

وبنفس الطريقة يقوم التحويل اللوغاريتمي بإصلاح مشكلة عدم تجانس التباين. فالكثير من الاختبارات الإحصائية تشترط تجانس التباين، والسبب هو أن عدم تجانس تباين المتغيرات التابعة عند مستويات المتغيرات المستقلة يجعل نتائج الاختبارات الإحصائية وكذلك فترات الثقة المحسوبة لها كلها غير صادقة (King & Zeng,2001).

يستطيع التحويل اللوغاريتمي إصلاح مشكلة عدم تجانس التباين، خاصة إذا كان حجم الانحراف المعياري للمجموعة يتناسب طردياً مع حجم متوسطاتها، وذلك من خلال قيام التحويل اللوغاريتمي بضغط المجموعات التي لها انحرافات معيارية كبيرة، وتوسيع المجموعات التي لها انحرافات معيارية صغيرة، وبذلك يصبح التحويل اللوغاريتمي فعّالاً في جعل التباين للمجموعات المختلفة متساوية (King & Zeng,2001).

تحويل معامل الترجيح Odds إلى دالة اللوجت Logit :

إذا تم أخذ اللوغاريتم الطبيعي لمعامل الترجيح O نلاحظ ما يأتي:

$$\because O = \frac{P}{1-P} = e^{a+b_1 x_1}$$

$$\therefore \ \ln \ Odds \ = \ln\left(\frac{P}{1-P}\right) = a + b_1 \, x_1 \qquad (17)$$

حيث: ln Odds هو لوغاريتم معامل الترجيح.

a هي معامل الثابت، و b_1 هي معامل المتغيّر المستقل X_1.

$$\therefore -\infty < \ \ln\left(\frac{P}{1-P}\right) < +\infty$$

لاحظ أن أخذ اللوغاريتم الطبيعي لمعامل الترجيح O جعل العلاقة بين المتغير التابع (والذي هو في هذه الحالة (ln(Odds) والمتغير المستقل X_1 علاقة خطية تتمتع بخاصة الإضافة additive. كما يلاحظ أن الحد الأدنى للقيم المسموح بها لمعامل الترجيح والتي كانت تساوي صفراً، أصبح يقابلها في لوغاريتم معامل الترجيح (ln(Odds القيمة سالب ما لانهاية (∞ -). وهذا يعني عندما تكون قيمة معامل الترجيح الواحد الصحيح، فإن قيمة لوغاريتم

معامل الترجيح المقابل له هي صفر، أما إذا كان معامل الترجيح أكبر من الواحد الصحيح، فإن قيمة لوغاريتم معامل الترجيح المقابل له هي عدد موجب، أما إذا كان معامل الترجيح يساوي أقل من الواحد الصحيح، فإن لوغاريتم معامل الترجيح المقابل له سوف يكون عدداً سالباً وهكذا.

إن التحويلات السابقة من الاحتمال P وحتى الوصول إلى لوغاريتم دالة الترجيح ln(Odds) تسمى بتحويل اللوجت Logit Transformation (Edward,2003). وعليه فإن الانحدار اللوجستي يشير إلى نماذج الانحدار التي تتضمن اللوجت Logit كمتغير في المعادلة، وتكون الصيغة العامة للنموذج هي (Poston,2004):

$$\ln\ Odds = a + b_1\ x_1 + b_2\ x_2 + \ldots + b_n\ x_n + e \qquad (18)$$

وبناء على ذلك، تكون العلاقة بين لوجت معامل الترجيح Log odds والمتغيرات المستقلة X's هي علاقة خطية (Poston,2004). وكما يقول Wolfe (2002) فإن الانحدار اللوجستي سواء البسيط أو المتعدّد يتطلب توليفة خطية من المتغيرات المستقلة مثل بقية نماذج الانحدار الخطي، ويصبح الفرق هو أن المتغير التابع في حالة الانحدار اللوجستي هو عبارة عن لوغاريتم معامل الترجيح Log odds والمسمى اختصاراً باللوجت Logit.

∴ في حالة الانحدار اللوجستي المتعدّد، تصبح المعادلة كالتالي:

$$\log odds = \log it\,(P) = b_0 + \sum_{i=1}^{j} b_i x_i \qquad (19)$$

ويمكن كتابة النموذج بدلالة الاحتمالات P على النحو التالي:

$$P_i = \frac{e^{b_0 + \sum_{i=1}^{j} b_i x_i}}{1 + e^{b_0 + \sum_{i=1}^{j} b_i x_i}} \qquad (20)$$

وهي تساوي أيضاً:

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-\left(b_0 + \sum_{i=1}^{j} b_i x_i\right)}} \qquad (21)$$

(Wolfe, 2002, P.6)

خصائص تحويلة اللوجت (لوغاريتم معامل الترجيح Logged Odds):

إن أخذ اللوغاريتم الطبيعي لمعاملات الترجيح يزيل القاع أو الحد الأدنى الذي تتقيّد به قيم معاملات الترجيح تماماً كما فعل تحويل الاحتمالات إلى معاملات ترجيح في إزالتها لسقف الواحد الصحيح. وعلى ذلك فإن لوغاريتم معامل الترجيح الذي قيمته أكبر من الصفر وأقل من الواحد الصحيح يعطي قيمة سالبة، ولوغاريتم معامل الترجيح الذي يساوي الواحد الصحيح يساوي الصفر، أما لوغاريتم معامل الترجيح الذي قيمته هو أكبر من الواحد فإنّه يعطي قيمة موجبة للوغاريتم معامل الترجيح.

وقد ذكر (Pample(2000,pp.8-15 أهم خصائص تحويلة اللوجت في ثلاث خصائص هي:

الخاصية الأولى التي يتمتع بها اللوجت Logit وهي أنه ليس له حدود عليا مثلما عليه الأمر في الاحتمالات، وليس له أيضاً حدود دنيا مثلما هو

الأمر في الاحتمالات ومعاملات الترجيح. وعلى ذلك، كلما اقتربت قيمة الاحتمال أكثر وأكثر من الواحد، اقتربت قيمة معامل الترجيح من موجب مالانهاية، وبذلك تقترب قيمة لوغاريتم معامل الترجيح Logit من موجب مالانهاية. أما إذا كانت قيمة الاحتمال تساوي الصفر، فإن قيمة معامل الترجيح ستساوي الصفر أيضاً. وبذلك تكون قيمة لوغاريتم معامل الترجيح Logit غير معرفة لأن لوغاريتم الصفر غير معرف. ولذا، كلما اقتربت قيمة الاحتمال أكثر وأكثر من الصفر، اقترب معها معامل الترجيح أكثر وأكثر من الصفر، ولذا فإن قيمة لوغاريتم معامل الترجيح سوف تتجه إلى سالب مالانهاية. وبذلك فإن لوغاريتم معامل الترجيح والمسمى اللوجت Logit سوف تتراوح قيمته ما بين سالب مالانهاية وموجب مالانهاية. أي أن مشكلة السقف والقاع التي كانت موجودة في الاحتمالات، ومشكلة القاع لوحده الموجودة في معامل الترجيح اختفت عند استخدام اللوجت.

أما الخاصية الثانية لتحويلة اللوجت فهي التناظر حول قيمة الاحتمال 0.5 . فعندما يكون الاحتمال P_i يساوي 0.5، يكون عندها معامل الترجيح O_i يساوي الواحد الصحيح، وبذلك فإن لوغاريتم الواحد الصحيح سيساوي صفراً. أما إذا كانت قيمة الاحتمال أقل من 0.5، فإن قيمة معامل الترجيح ستكون أقل من الواحد الصحيح، وبذلك تكون قيمة اللوجت (لوغاريتم معامل الترجيح) تساوي قيمة سالبة، وذلك حال كل القيم التي تتراوح فيها معاملات الترجيح ما بين أقل من الواحد وأكثر من الصفر. أما إذا كانت قيمة الاحتمال أكبر من 0.5، فإن قيمة اللوجت سوف تكون قيمة موجبة، وذلك لأن قيمة معامل الترجيح تكون قد تجاوزت الواحد الصحيح. ويتبع

هذه الخاصية أن الاحتمالات التي تبتعد بنفس المقدار أعلى أو أدنى من 0.5 (مثل 0.6 مقابل 0.4 و0.7 مقابل 0.3 و 0.2 مقابل 0.8 وهكذا) نجد أن لها نفس قيم اللوجت ولكن بإشارات مختلفة. على سبيل المثال فإن قيم اللوجت المقابلة لبعض الاحتمالات المذكورة سابقاً هي على النحو التالي:

جدول (4): مثال لقيم اللوجت المقابلة لقيم بعض الاحتمالات

Pi	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8
Logit	-1.386	-0.847	-0.405	0	0.405	0.847	1.386

وبناء على ذلك، فإن مقدار المسافة ما بين أي لوجت واللوجت الذي يساوي الصفر يعكس في الواقع مقدار مسافة الاحتمالات عن قيمة الاحتمال 0.5 .

أمّا الخاصية الثالثة للوجت فهي أن المقدار المتساوي من التغير في الاحتمالات يقابله مقدار مختلف من التغير في اللوجت. والمبدأ هو أنه كلما اقتربت قيمة الاحتمال P_i أكثر وأكثر من الصفر أو من الواحد الصحيح، فإن نفس المقدار من التغير الحادث في الاحتمال يؤدي إلى مقدار أكبر من التغير في اللوجت. الجدول التالي يوضح بعض الأمثلة:

جدول (5): مثال للتغيّر في اللوجت المقابل للتغيّر في الاحتمالات

P_i	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
$1-P_i$	0.9	0.8	0.7	0.6	0.5	0.4	0.3	0.2	0.1
O_i	0.111	0.25	0.429	0.667	1	15	2.33	4	9
logit	-2.20	-1.39	-0.85	-0.40	0	0.40	0.85	1.39	2.20

لاحظ من الجدول السابق أن التغير في الاحتمالات بمقدار 0.1 في منطقة وسط التوزيع (مثل من 0.5 إلى 0.6 أو من 0.5 إلى 0.4) أنتج تغيراً

في اللوجت بمقدار 0.405، في حين أن التغير في الاحتمالات بنفس المقدار عند أحد طرفي التوزيع (مثل من 0.8 إلى 0.9 أو من 0.1 إلى 0.2) قد أنتج تغيراً في اللوجت بمقدار 0.810. وهذا يعني أن مقدار التغير في الاحتمالات عند أحد الأطراف يترك أثراً مضاعفاً في قيم اللوجت مقارنة بالأثر الذي يتركه نفس المقدار من التغيّر في قيم الاحتمالات عند المنطقة الوسطى من التوزيع. والخلاصة، أن الاختلافات الصغيرة في قيم الاحتمالات تولّد فروقاً كبيرة في اللوجت، وتزداد قيمة هذه الفروق في اللوجت كلما اقتربت الاحتمالات من حديها الصفر والواحد الصحيح.

والخلاصة أنّ من المفيد النظر إلى تحويلات اللوجت باعتبارها طريقة لتحويل العلاقة غير الخطية بين X واحتمالات P(Y=1) إلى علاقة خطية. ولأن مقدار التغيّر الذي يحدث في X يتوقع أن يكون له تأثير أقل على احتمالات Y بالقرب من السقف أوالقاع مقارنة بالمنطقة الوسطى، ولأن اللوجت يوسّع أو يمدّد احتمالات P(Y=1) عند القيم المتطرفة مقارنة بالقيم القريبة من المنطقة المتوسطة، فإن التغير الذي يحدث في X سوف يكون له نفس التأثير في جميع مستويات المدى الخاص بالتحويل لوجت. بمعنى أن تحويل اللوجت كما أنه أزال حدود السقف والقاع، فإنه أيضاً يرتبط خطياً بالتغيرات التي تحدث في المتغير المستقل X، وبذلك يستطيع الباحث أن يحسب العلاقة الخطية بين X واللوجت، مع أنّ العلاقة بين المتغيّر المستقل X والاحتمالات الأصلية P كانت محكومة بعلاقة غير خطية (Pample, 2000, P.25).

تقدير معاملات الانحدار اللوجستي

يرى Horton & Laird(2001) وLea(1997) وEliason(1993) بأنّه في حالة نماذج الانحدار ذات المتغيرات التابعة ثنائية القيمة، فإنّ من الخطأ استخدام المربعات الدنيا الاعتيادية لتقدير معالم الانحدار، وأنّ ذلك يقلل من مجموع مربعات الانحرافات بين القيم المشاهدة والمتوقعة للمتغير التابع ممّا يعطي تقديرات لا تتمتع بالكفاءة (Pample,2000,p.30). ويرى Fan & Wang(1998) وBreslow & Holubkov(1997) بأنّ طريقة تقدير المرجح الأعظم Maximum Likelihood هي واحدة من عدّة طرق طورها الإحصائيون لتقدير المعالم في النماذج الرياضية، إضافة إلى طريقة المربعات الدنيا Least Squares المعروفة والتي تستخدم لتقدير المعالم في النماذج الخطية التقليدية كنموذج الانحدار المتعدّد.

ويلاحظ أن طريقتي المرجح الأعظم والمربعات الدنيا مع أنهما طريقتان مختلفتان في الأسلوب، إلا أنهما تعطيان نفس النتائج في النماذج الخطية التقليدية وذلك عندما يتحقق الافتراض بأن توزيع المتغير التابع هو توزيع طبيعي، ولذا فإنّ طريقة الترجيح الأعظم تعتبر ملائمة لجميع النماذج الخطية وغير الخطية بعكس طريقة المربعات الدنيا التي لا تلائم إلا النماذج الخطية فقط (Kleinbaum & Klein,2002.p.40).

طريقة المرجح الأعظم هي طريقة تكرارية Iterative تعتمد على تكرار العمليات الحسابية مرّات عديدة حتى يتم الوصول إلى أفضل تقديرات للمعاملات، والتي من خلالها يمكن تفسير البيانات المشاهدة. ونظراً لأن هذه الطريقة تحتاج إلى عمليات حسابية كثيرة ومعقّدة فإنّها لم

تكن مستخدمة على نطاق واسع حتى ظهرت برامج الحزم الإحصائية التي ساعدت على انتشار استخدام مثل هذه الطريقة في تقدير المعاملات(Newsom,2003).

وكما يرى Kleinbaum & Klein (2002) فإنّ الطريقة التي كانت تستخدم لتقدير المرجح الأعظم ML قبل توفر برامج الحاسب الآلي هي طريقة تحليل الدوال التمييزية، وهي طريقة معتمدة بالضرورة على أسلوب المربعات الدنيا، والتي تشترط أن تكون المتغيرات المستقلة في النموذج تتبع التوزيعات الطبيعية، لأنّه إذا كانت أياً من المتغيرات المستقلة ثنائية أو تصنيفية فإنّ دالة التمييز تنزع إلى إعطاء نتائج متحيزة، حيث إن نسب معاملات الترجيح المقدّرة عادة ما تكون مرتفعة. وفي مقابل ذلك، فإن طريقة تقدير المرجح الأعظم ML لا تتطلب أي اشتراطات تخص المتغيرات المستقلة، بمعنى أنّها طريقة صالحة للتقدير، سواء كانت المتغيرات المستقلة اسمية أو رتبية أو فئوية، ممّا يجعل استخدام تقديرات المرجح الأعظم مع النماذج اللوجستية مفضّلة على تحليل الدوال التمييزية (pp. 104-105).

دالة الترجيح واستخدامها في تقدير المرجح الأعظم

يرى Kleinbaum & Klein (2002,p.109) بأنّه لوصف طريقة المرجح الأعظم يجب التعرّف على دالة الترجيح L، التي هي عبارة عن دالة لمعالم غير معروفة للنموذج يمكن الرمز لها بـ $L(\theta)$. حيث θ تشير إلى مجموعة من المعالم المجهولة التي تحتاج إلى تقدير في النموذج. وبلغة المصفوفات، فإن مجموعة المعالم θ تشير إلى متّجه vector مكوناته هي

المعالم المقدرة في النموذج، ويشار إليها بالرموز $\theta_1, \theta_2, ..., \theta_q$ ، وحيث q هي عدد المكونات سواء كانت متغيرات مستقلة أو حد الثابت أو حدود تفاعلات. ويلاحظ أن دالة الترجيح L أو $L(\theta)$ تمثل الاحتمال المشترك Joint Probability أو الأرجحية Likelihood لمشاهدة البيانات التي تم تجميعها، علماً بأنّ اصطلاح الاحتمال المشترك يعني احتمال مساهمة جميع حالات عينة الدراسة في توليد البيانات المشاهدة (Kleinbaum & Klein,2002,p.110).

وكما يقول Lea(1997) بأنه بمجرد تحديد دالة الترجيح للبيانات موضع التحليل، فإن طريقة تعظيم الترجيح سوف تقوم باختيار تقديرات المعالم θ التي تعظم دالة الترجيح $L(\theta)$ ، ويكون المقدّر هو $\hat{\theta}$ والذي مكوناته هي: $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \hat{\theta}_3, ..., \hat{\theta}_q$.

لقد عرض Pample(2000) مثالاً مبسّطاً لتوضيح مفهوم المرجح الأعظم وعلاقته بدالة الترجيح، حيث افترض أنه تم رمي قطعة نقود عشر مرات، وأنّ التجربة أعطت 4 مرات الوجه و6 مرات الخلفية. فإذا كانت P هي احتمال الوجه و 1-P هي احتمال الخلفية، فإنّ احتمال الحصول على الوجه 4 مرات وعلى الخلفية 6 مرات هي:

$$P(4heads, 6tails) = \frac{10!}{4!6!}\left[P^4 * (1-P)^6\right] \qquad (22)$$

وإذا تم الافتراض أنّ قطعة النقود غير متحيزة أيّ أنّ قيمة P تساوي 0.5 ، فإنّ ذلك يعني إمكانية استخدام المعادلة السابقة لحساب قيمة احتمال الحصول على أربعة وجوه. ولكن إذا تم الافتراض في هذا المثال أنّ قيمة P

مجهولة، فإنّه يلزمنا أولاً أن نقوم بعملية تقدير لقيمة P والتي من خلالها تظهر القيم المشاهدة المذكورة.

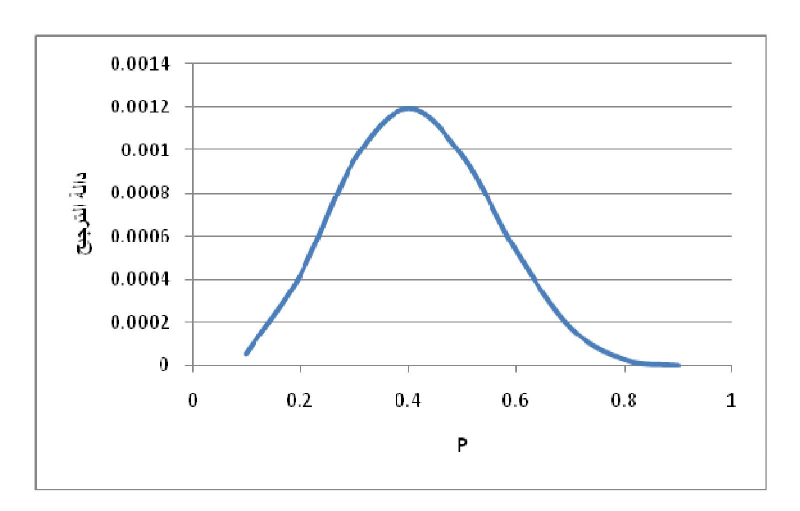
طريقة التقدير باستخدام المرجح الأعظم تعتمد على اختيار قيمة لـ P والتي تجعل احتمال الحصول على القيم المشاهدة (4 مرات من 10) أعلى ما تكون. وللحصول على مقدّر المرجح الأعظم لـ P، يمكن أن نركّز على الحد $P^4 * (1-P)^6$ من المعادلة السابقة، حيث يعتبر هذا الحد هو دالة الترجيح L ، لأنّ الحد الآخر في المعادلة هو مقدار ثابت. هذا الحد عبارة عن دالة ترجيح الحصول على أربع وجوه للقيم المختلفة من P. وبالتعويض بعدّة قيم مختلفة لـ P في دالة الترجيح نحصل على النتائج الموضحة في الجدول التالي:

جدول (6): قيم دوال الترجيح لبعض الاحتمالات

P	$P^4 * (1-P)^6$	P	$P^4 * (1-P)^6$	P	$P^4 * (1-P)^6$
0.1	0.0000531	0.4	0.001194394	0.7	0.000175033
0.2	0.00041943	0.5	0.000976563	0.8	0.0000262
0.3	0.000952957	0.6	0.000530842	0.9	0.0000007

وبتمثيل بيانات الجدول السابق نحصل على قيم دالة الترجيح مقابل القيم المختلفة للاحتمال P على النحو التالي:

شكل (9): قيم دالة الترجيح المقابلة للاحتمالات P



من الجدول والرسم البياني السابقين يتضح أن أعلى احتمال للحصول على البيانات المشاهدة كانت عندما تكون قيمة P تساوي 0.4 .

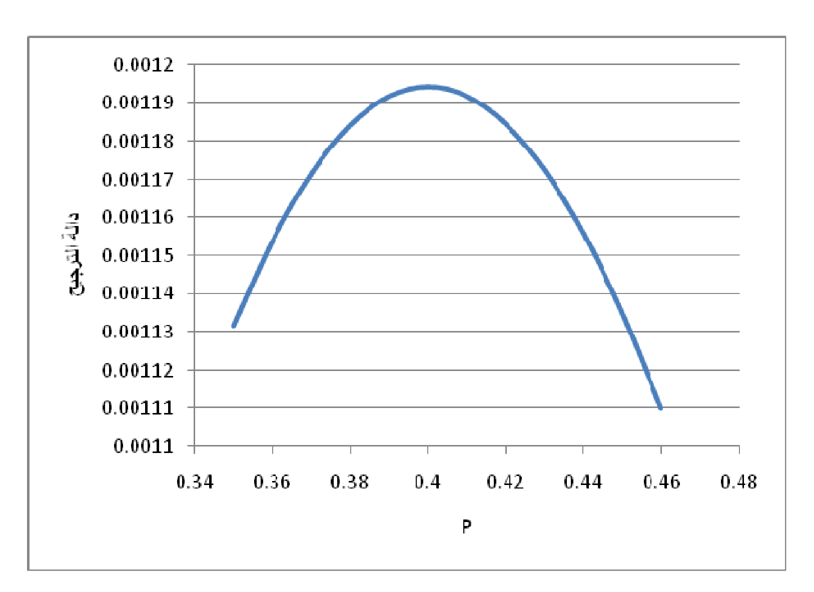
كما يمكن فحص الأرجحية باستخدام نفس المعادلة عندما تأخذ P قيم مختلفة من 0.35 إلى 0.45 وذلك للحصول على تقدير أدق للمعلمة P التي تولد أعلى أرجحية. الجدول الآتي يوضح النتائج على النحو التالي:

جدول (7): قيم دوال الترجيح المقابلة لقيم أدق من الاحتمالات

P	$P^4*(1-P)^6$	P	$P^4*(1-P)^6$	P	$P^4*(1-P)^6$
0.35	0.001131755	0.39	0.001191893	0.43	0.001172527
0.36	0.001154223	0.40	0.001194394	0.44	0.00115595
0.37	0.001171791	0.41	0.001191921	0.45	0.001135079
0.38	0.001184362	0.42	0.001184582	0.46	0.001110181

وبتمثيل قيم دالة الترجيح في الجدول السابق مقابل قيم الاحتمالات P نحصل على الشكل التالي:

شكل (10): قيم دالة الترجيح المقابلة لقيم أدق من الاحتمالات P



يتضح من الجدول والتمثيل البياني السابقين أنّ قيمة التقدير للمعلمة P والتي تعطي أعلى أرجحية لتوليد البيانات المشاهدة هي القيمة 0.40 . وقد وضح المثال السابق الطريقة التكرارية التي يتم من خلالها حساب أرجحية حدوث البيانات المشاهدة لعينة ما (Pample,2000,p.40-41).

وكما يرى Pston(2004) و Houston & Woodruff (1997) وLea(1997) فإنّه في الانحدار اللوجستي يبدأ الإجراء بصيغة لأرجحية مشاهدة نمط حدوث السمة المطلوبة $(Y=1)$ أو عدم حدوث السمة $(Y=0)$ في عينة ما. وهذه الصيغة هي ما تعرف اصطلاحاً بدالة الترجيح Likelihood Function والتي تعتمد على معالم الانحدار اللوجستي المجهولة. ومثلما ذكر في مثال قطعة النقود ، فإن تقدير المرجح الأعظم يوجد معالم النموذج التي تعطي أعلى قيمة لدالة الترجيح، أي أعلى ترجيح لتوليد مشاهدات بيانات العينة.

في حالة النموذج اللوجستي فإن دالة الترجيح كما وردت في المعادلة رقم (5) ص15 هي:

$$L = \underbrace{\prod_{\ell=1}^{m_1} P(x_\ell)}_{\text{الحالات التي تمتلك الصفة}} \underbrace{\prod_{\ell=m_1+1}^{n} [1 - P(x_\ell)]}_{\text{الحالات التي لا تمتلك الصفة}}$$

حيث n: هو العدد الكلي للحالات.

و m_1: هو عدد الحالات التي تمثل الصفة.

Π تشير إلى حاصل الضرب وهي مشابهة لعلامة حاصل الجمع Σ ، وهي تعني أن الدالة عبارة عن حاصل ضرب قيم الاحتمال لكل حالة.

وحيث تفترض المعادلة السابقة أن جميع الحالات مستقلة، فإن احتمال الحصول على البيانات المشاهدة للحالة i عندما تكون $(Y=1)$ تعطى بالحد $P(x_i)$ ، حيث $P(x_i)$ هي معادلة النموذج اللوجستي للمتغير X ، في حين أن احتمال الحصول على البيانات المشاهدة للحالة i والتي تكون فيها $(Y=0)$ تعطى بالحد $1-P(x_i)$.

$$\because\ P(x) = \text{ Logistic model}$$

$$\therefore\quad P(x) = \frac{1}{1+e^{-(\alpha+\Sigma\beta_i x_i)}}$$

$$\therefore\quad P(x) = \frac{e^{(\alpha+\Sigma\beta_i x_i)}}{1+e^{(\alpha+\Sigma\beta_i x_i)}}$$

$$\therefore L = \frac{\prod_{\ell=1}^{n} \exp(\alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \, x_{i\ell})}{\prod_{\ell=1}^{n} \left[1 + \exp(\alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \, x_{i\ell}) \right]} \qquad (23)$$

.(Kleinbaum & Klein, 2002, p.112)

ويلاحظ من المعادلة السابقة أن الحالة التي تكون فيها Y_i تساوي الواحد، فإن المعادلة تتقلص لتصبح P_i مرفوعة للقوة واحد والتي تساوي P_i و $(1-P_i)$ مرفوعة للأس صفر $(1-Y_i)$ لتساوي الواحد الصحيح. ولذا عندما تكون $Y_i = 1$ فإن قيمة الحالة تساوي احتماليتها المتوقعة، وبناء على ذلك، إذا كانت الحالة لديها قيمة احتمال متوقعة مرتفعة للحدوث عندما تكون $Y_i = 1$ ، فإن مساهمتها في الأرجحية تكون أعلى مقارنة بما لو كان احتمال ضعيف للحدوث (Pample,2000,p.40).

وبالنسبة للحالة عندما تكون Y_i تساوي الصفر، فإن المعادلة ستصبح $1-P_i$ لأن P_i مرفوعة للأس صفر يساوي الواحد الصحيح، في حين أن $(1-P_i)$ مرفوعة للقوة واحد صحيح، وبذلك فهي تساوي $1-P_i$. ولذا، عندما تكون $Y_i = 0$ ، فإن قيمة الحالة تساوي الواحد الصحيح ناقص احتماليتها المتوقعة. ولذا، إذا كانت الحالة لها احتمال متوقع منخفض القيمة للحدوث عندما تكون $Y_i = 0$ ، فإن مساهمتها أكبر للأرجحية مقارنة بما لو كانت لها قيمة احتمال مرتفعة. ومثال ذلك إذا كانت $P_i = 0.1$ فإن $1-P_i = 0.9$ مما يعني أنها تؤثر أكثر مما لو كانت $P_i = 0.9$ و $1-P_i = 0.1$.(Pample,2000,p.42)

ويضرب (Pample(2000 مثالاً مبسّطاً ، وذلك بافتراض عينة من أربع حالات فقط، اثنتان منها لهما الدرجات واحد صحيح للمتغير التابع واثنتان لهما الدرجة صفر. ثمّ يفترض بامبل أن المعاملات المقدّرة للمتغيرات المستقلة أنتجت الاحتمالات المتوقعة لكل حالة من الحالات الأربع حسب الجدول التالي(p.43) :

جدول (8): مثال بامبل لقيم دوال الترجيح بمعلومية قيم الاحتمالات

Y_i	P_i	$P_i^{Y_i}$	$(1-P_i)^{1-Y_i}$	$P_i^{Y_i} * (1-P_i)^{1-Y_i}$
1	0.8	$0.8^1 = 0.8$	$0.2^0 = 1$	0.8
1	0.7	$0.7^1 = 0.7$	$0.3^0 = 1$	0.7
0	0.3	$0.3^0 = 1$	$0.7^1 = 0.7$	0.7
0	0.2	$0.2^0 = 1$	$0.8^1 = 0.8$	0.8

حيث تشير القيمة في آخر عمود بالجدول إلى أرجحية المشاهدة بمعلومية المعاملات المقدرة لكل حالة من الحالات الأربع. ويتضح من المثال أنّ المشاهدات لها أرجحية مرتفعة نسبياً.

ثمّ يقارن بامبل النتائج السابقة بمجموعة أخرى من المعاملات المقدرة لمتغيرات مستقلة أعطت نتائج مختلفة حسب الجدول التالي :(Pample,2001,p.43)

جدول (9): مثال آخر لبامبل لقيم دوال الترجيح بمعلومية الاحتمالات

Y_i	P_i	$P_i^{Y_i}$	$(1-P_i)^{1-Y_i}$	$P_i^{Y_i} * (1-P_i)^{1-Y_i}$
1	0.2	$0.2^1 = 0.2$	$0.8^0 = 1$	0.2
1	0.3	$0.3^1 = 0.3$	$0.7^0 = 1$	0.3
0	0.7	$0.7^0 = 1$	$0.3^1 = 0.3$	0.3
0	0.8	$0.8^0 = 1$	$0.2^1 = 0.2$	0.2

حيث يلاحظ أن المعاملات المقدرة في هذا المثال كان أداؤها أسوأ في توليد القيم المشاهدة Y، ممّا جعل قيم الأرجحية أقل ممّا كانت عليه في المثال الذي قبله. ويتضح بذلك أنّه بمعلومية تقديرات معالم النماذج، فإن دالة الترجيح تعطي احتمال ظهور القيمة المشاهدة للحالة، وأنّه بضرب هذه الاحتمالات، فإننا نحصل على مؤشر يلخص أرجحية توليد المعاملات للقيم المشاهدة الفعلية لكامل العينة.

وكما يقول (Pample,2000,p.43) إن ضرب تلك الاحتمالات يعني أنّ حاصل الضرب الكلي لا يمكن أن يتجاوز الواحد الصحيح، ولا أن يقع دون الصفر. بحيث تكون قيمة دالة الترجيح تساوي الواحد الصحيح إذا كانت جميع الحالات ذات القيمة $Y=1$ لها قيمة متوقعة تساوي واحد، وفي نفس الوقت تكون جميع الحالات التي فيها $Y=0$ لها قيم متوقعة تساوي الصفر، وفي الواقع فإنّ ظهور مثل هذه النتيجة يعتبر نادراً جداً.

في المثالين السابقين دالتا الأرجحية كانتا كالتالي:

$$L = 0.8*0.7*0.7*0.8 = 0.3136$$

و $$L = 0.2*0.3*0.3*0.2 = 0.0036$$

ويظهر بوضوح كيف أنّ هذه الإحصاءة لخصت كل المشاهدات السابقة في كل مثال في قيمة إحصاءة واحدة.

لوغاريتم دالة الترجيح Log Likelihood Function

يرى Newsom(2003) بأنّه نظراً لأنّ حاصل ضرب الاحتمالات ينتج قيماً وأرقاماً صغيرة جداً، فإن دالة الترجيح L يمكن تحويلها إلى دالة لوغاريتم الترجيح Logged Likelihood Function والتي سيرمز لها بالرمز LL . وحيث إنّ:

$$In(X * Y) = In\, X + In\, Y$$

$$In(X^{Z}) = Z * In\, X$$

فإنّه بأخذ اللوغاريتم الطبيعي لطرفي معادلة دالة الترجيح نحصل على:

$$LL = \ln\, L = \sum \left[Y_i * \ln P_i + \left(1 - Y_i\right) * \ln\left(1 - P_i\right) \right] \qquad (24)$$

أي أنّ لوغاريتم دالة الترجيح تجمع الحدود الضربية السابقة. وإذا كانت دالة الترجيح تتراوح ما بين الصفر والواحد الصحيح، فإن لوغاريتم دالة الترجيح يتراوح ما بين سالب مالا نهاية وصفر، وذلك لأن اللوغاريتم الطبيعي للواحد الصحيح يساوي صفراً، واللوغاريتم الطبيعي للصفر هي قيمة غير معرّفة. ويلاحظ أنّه كلما اقتربت قيمة الاحتمال المشترك (دالة الترجيح L) من الصفر زادت قيمة اللوغاريتم الطبيعي عددياً بالإشارة السالبة. وفي المقابل، كلما اقتربت قيمة دالة الترجيح من الواحد صحيح، اقتربت معها قيمة اللوغاريتم الطبيعي من الصفر وأصبحت المعالم أكثر ترجيحاً لتوليد البيانات المشاهدة. أمّا إذا كانت القيمة السالبة للوغاريتم دالة الترجيح أبعد عن الصفر، كان من الأقل ترجيحاً أن تولد المعالم البيانات المشاهدة (Pample,2001,pp.43-44).

وللتوضيح يمكن عرض قيم لوغاريتم دالة الترجيح للمثال السابق على النحو التالي (Pample,2001,p.44):

جدول (10): حساب لوغاريتم دالة الترجيح للمثال السابق

Y_i	P_i	$Y_i * \ln(P_i)$	$(1-Y_i) * \ln(1-P_i)$	$[Y_i * \ln P_i] + [(1-y_i) * (1-P_i)]$
1	0.8	1*-0.223	0*-1.609	-0.223
1	0.7	1*-0.357	0*-1.204	-0.357
0	0.3	0*-1.204	1*-0.357	-0.357
0	0.2	0*-1.609	1*-0.223	-0.223
				$\sum =$ -1.160

ويلاحظ أن أفضل قيمة للوغاريتم دالة الترجيح هي التي تقترب من الصفر بحيث تشير إلى الاحتمال الكبير في الحصول على البيانات المشاهدة من النموذج.

كما يمكن عرض قيمة لوغاريتم دالة الترجيح للمثال الثاني الذي تم عرضه مسبقاً على النحو التالي(Pample,2001,p.44):

جدول (11): مثال آخر لحساب لوغاريتم دالة الترجيح

Y_i	P_i	$Y_i * \ln(P_i)$	$(1-Y_i) * \ln(1-P_i)$	$[Y_i * \ln P_i] + [(1-y_i) * (1-P_i)]$
1	0.2	1*-1.609	0*-0.223	-1.609
1	0.3	1*-1.204	0*-0.357	-1.204
0	0.7	0*-0.357	1*-1.204	-1.204
0	0.8	0*-0.223	1*-1.609	-1.609
				$\sum =$ -5.626

وبمقارنة قيمتي لوغاريتم دالة الترجيح للمثالين السابقين، يتضح أنّ النموذج الأفضل في توليد القيم المشاهدة هو الذي تكون قيمة لوغاريتم دالة

الترجيح له أعلى (أقل سالبية). ونظراً لأنّ قيم لوغاريتم دوال الترجيح دائماً سالبة الإشارة، فإنّ الإحصائيين يفضلون ضرب الإحصاءة LL في الإشارة السالبة حتى نحصل على قيم إيجابية. كما أنّ هذه الإحصاءة LL عند ضربها في العدد 2، فإنّ الإحصاءة الناتجة تتبع توزيع χ^2. وبناء على ذلك، فإنّ الإحصائيين عادة ما يعتمدون على الإحصاءة 2LL- حيث إنّها تعطي قيماً موجبة وتتبع توزيعاً معروفاً، بحيث يمكن توظيفها لغرض الاختبارات الإحصائية(Poston,2004). وبناء على ذلك، فإنّ قيمة الإحصاءة 2LL- كلّما زادت قيمتها، دلّ ذلك على ضعف توفيق النموذج للبيانات المشاهدة، وقلّة أرجحية ظهورها من خلال النموذج.

وبذلك نخلص إلى أنّ التقدير بواسطة المرجح الأعظم يهدف إلى إيجاد تلك المعاملات التي لديها الأرجحية الأكبر لتوليد البيانات المشاهدة، وهذا يعني زيادة لوغاريتم دالة الترجيح، وأنّ عملية التقدير هذه هي عملية تكرارية، وتتم عملياً حسب الخطوات التالية (Pample,2001,p.45):

1) ابدأ بقيم أولية لمعاملات المعالم ولنقل على سبيل المثال 1 و0.3 في النموذج التوضيحي السابق.

2) بالنسبة للحالة الأولى، اضرب b في قيمة X واجمع حاصل الضرب للثابت للحصول على القيمة المتوقعة للوجت. على سبيل المثال: إذا كانت X تساوي 2 للحالة الأولى فإن القيمة المتوقعة للوجت هي:

$$1+2*0.3=1.6$$

3) حول اللوجت إلى احتمال باستخدام المعادلة:

$$P = \frac{1}{1+e^{-L}} = \frac{e^{L}}{1+e^{L}}$$

وفي مثالنا هذا وبالنسبة للحالة الأولى التي قيمة X فيها تساوي 2 يكون الاحتمال:

$$\frac{1}{1+\boldsymbol{e}^{-1.6}} = \frac{1}{1+0.2019} = 0.832$$

4) إذا كانت Y=1 ، فإن المساهمة في لوغاريتم دالة الترجيح لهذه الحالة تساوي:

$$1 * \boldsymbol{In}\, 0.832 + 0 * \boldsymbol{In}\ 1.68 = -0.1839$$

5) أعد الخطوات من 1 إلى 4 لكل حالة من حالات العينة، واجمع مكونات لوغاريتم دالة الترجيح للحصول على القيمة الكلية.

6) أعد الخطوات لزوج آخر من المعاملات، وقارن بين قيمتي لوغاريتم معامل الترجيح المحسوبة حالياً والمحسوبة من المعاملات السابقة.

7) قم بعمل ما سبق لجميع المعاملات الممكنة وخذ التقديرات التي تولد أعلى قيمة للوغاريتم معامل الترجيح (القريبة من الصفر).

وكما يرى (Poston(2004 و(Houston & Woodruff(1997 و(Lea(1997 فإنّ الحسابات الرياضية للمعادلات أصبحت أكثر فعالية في تحديد التقديرات التي تزيد من لوغاريتم دالة الترجيح بعد استخدام برامج الحزم الإحصائية في الحاسب الآلي، حيث إن تلك الحزم الإحصائية عادة ما تبدأ بقيم أولية للمعاملات b تساوي القيم المقدّرة من خلال المربعات الدنيا، ثمّ تستخدم الخوارزمات لاختيار قيم جديدة للمعادلات بحيث تزيد تلك المعالم لوغاريتمات دوال الترجيح وتحسّن مطابقة النموذج للبيانات المشاهدة. بعد ذلك تستمر العملية من خلال التكرار والإعادة لهذه العملية حتى تصبح الزيادة في لوغاريتم دالة الترجيح صغيرة جداً، ويكون التغيّر في المعاملات صغيراً جداً، وعندها تتم وقف عمليات الحسابات والتقدير، وتصبح التقديرات التي أعطت أعلى قيمة للوغاريتم دالة الترجيح هي التقديرات المعتمدة بواسطة طريقة المرجح الأعظم للحل النهائي للتقدير (Pample,2001,p.45).

تفسير معاملات الانحدار اللوجستي

يرى (Pample(2000 بأنّه حسب المتوقع والمعتاد من التحويلات غير الخطية، فإن تأثيرات المتغيرات المستقلة على المتغير التابع في تحليل الانحدار اللوجستي ستكون لها عدة تفسيرات، وأنّ تأثيرات المتغيرات المستقلة ستكون حاضرة على الاحتمالات، ومعاملات الترجيح، ولوغاريتمات معاملات الترجيح، وأنّ التفسير بناء على أيّ ممّا سبق له إيجابياته وسلبياته (P.18).

(أ) تفسير المعاملات بدلالة اللوجت

وهي طريقة مباشرة للتفسير باستخدام معاملات الانحدار اللوجستي التي تم تقديرها. فمعاملات الانحدار اللوجستي توضح ببساطة التغير في لوغاريتمات معاملات الترجيح المتوقعة لكل تغير بمقدار وحدة واحدة في المتغيرات المستقلة (Dallal,2001). وبذلك فإنه في هذه الطريقة يكون للمعاملات تفسيراً مطابقاً لما هو عليه الأمر في تحليل الانحدار الخطي، والفرق الوحيد هو في وحدات المتغير التابع، حيث إن وحدات المتغير التابع في هذه الحالة تمثّل لوغاريتمات معاملات الترجيح (Cizek & Fitzgerald,1999). أي أنّ معاملات الانحدار في كلتا الحالتين تمثّل العلاقة بين المتغيّر المستقل أو المتغيّرات المستقلة والمتغيّر التابع ملخّصة بقيمة إحصائية واحدة هي قيمة المعامل، وذلك بغض النظر عن مستويات قيم المتغيّر أو المتغيّرات المستقلة. أي أنّه إذا كان لدينا متغيّر مستقل واحد في النموذج هو X، فإنّ التغيّر بمقدار وحدة واحدة من ذلك المتغيّر المستقل سيكون له نفس التأثير في المتغيّر التابع Y سواء كنّا نتحدّث عن قيم عالية أو متوسطة أو منخفضة للمتغيّر المستقل X.

ويضرب Dallal (2001) مثالاً على ذلك، وهو احتمال إصابة المرأة بمرض هشاشة العظام حسب العمر بالسنوات، فإذا كانت Y=1 عندما تكون الحالة مصابة، وY=0 عندما تكون الحالة غير مصابة، وإذا كانت معادلة توفيق البيانات على النحو التالي:

$$\text{Log Odds } (Y=1) = -4.353 + 0.038 \text{ age}$$

فهذا يعني أنه لكل زيادة في العمر بمقدار سنة واحدة، سوف يزداد لوغاريتم معامل الترجيح Log odds (Logit) بمقدار 0.038.

ولكن كما يقول Lea (1997) ماذا تعني الزيادة الثابتة في Logit (P)، هل تعني الزيادة الثابتة في P؟ بالطبع لا، في الواقع وكما يقول Edward(2003) وNewsom(2003) فإن تفسير b في نموذج الانحدار اللوجستي على الاحتمالات P ليس مباشراً كما هو في نموذج الانحدار الخطي. وحتى وإن كان التفسير السابق صحيحاً وهو أنّ التغير في X بمقدار الوحدة الواحدة يؤدي إلى التغير في لوجت (Y) وليس Y نفسها، إلاّ أنّ هذا ليس له تفسير أو معنى واقعي وملموس. وكما يقول Fraas, Drushal & Graham(2002) وFraas & Newman(2003) فإنه بغض النظر عن سهولة تفسير معاملات الانحدار اللوجستي بهذه الطريقة، فإن نقطة الضعف القوية تكمن في الوحدات المقاسة. فإذا قلنا مثلاً بأن المتغير المستقل x يؤدي إلى التغير في لوغاريتم معامل الترجيح، فإن مثل هذه العلاقة لا تعني الكثير عملياً ولا تفسر النتائج الجوهرية، فالباحث غالباً ما يكون حريصاً على المعاني الملموسة لتفسير أهمية وتأثيرات المتغيرات المستقلة على المتغير التابع نفسه من خلال معامل الانحدار أكثر من مجرد الإشارة إلى التغيرات المتوقعة في لوغاريتم معامل ترجيح المتغيّر التابع.

(ب) تفسير المعاملات بدلالة معاملات الترجيح

وهي طريقة لتفسير معاملات الانحدار اللوجستي تنبع من تحويلات النماذج اللوجستية، بحيث إن المتغيرات المستقلة تؤثر على معامل الترجيح

بدلاً من تأثيرها على لوغاريتم معامل الترجيح للمتغير التابع. وللحصول على تأثيرات المتغيرات المستقلة على معاملات الترجيح، تؤخذ الدالة الأسية exponent(e) للوجت أي معكوس لوغاريتم معاملات الترجيح.

فعلى سبيل المثال. في حالة النموذج البسيط، إذا تم أخذ الدالة الأسية للطرفين exponent(e) ، فإن ذلك يزيل اللوغاريتم عن معاملات الترجيح، وبذلك يظهر أثر المتغيرات المستقلة على معامل الترجيح.

$$\because \ln\left(\frac{P}{1-P}\right) = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2$$

$$\therefore e^{\ln\left(\frac{P}{1-P}\right)} = e^{b_0+b_1x_1+b_2x_2}$$

$$\therefore Odds = \frac{P}{1-P} = e^{b_0+b_1X_1+b_2X_2} \qquad (25)$$

توضح المعادلة السابقة العلاقة بين X's ومعامل الترجيح. وكما هو واضح، فإن معكوس اللوغاريتم للوغاريتم يساوي المقدار نفسه (أي عامل الترجيح) كما هو في الطرف الأيسر من المعادلة السابقة. وبما أن $e^{(x+y)}$ تساوي $e^x * e^y$ كما هو في الطرف الثاني من المعادلة السابقة، فإن المعادلة أصبحت خاضعة لخاصية الضرب Multiplicative بدلاً من خاصية التجميع additive . إن معاملات الترجيح هي دالة لـ e^{b_0} و $e^{b_1x_1}$ و $e^{b_2x_2}$ ، أي أنّ تأثير كل متغيّر مستقل على معامل الترجيح يعرف من خلال أخذ معكوس لوغاريتم المعاملات. وببساطة، فإنّ معاملات الترجيح Odds هي دالة لـ e^{b_0} مضروبة في $e^{b_1x_1}$ مضروبة في $e^{b_2x_2}$ ،وهكذا حسب عدد المتغيّرات المستقلة في النموذج. ومع أن أكثر برامج التحليل الإحصائي الحاسوبية لا تعرض هذا النوع من

الإجراءات في مخرجاتها، إلا أن المهتم يمكنه الحصول على هذه النتائج باستخدام الحاسبات الآلية، وذلك بحساب e^x (Pample,2000,P.21).

التعقيد هو أن تأثير العوامل المختلفة على معامل الترجيح أصبح خاضعاً لخاصية الضرب بدلاً من خاصية الجمع. ففي معادلات الانحدار الخطي الاعتيادي والتي تخضع لخاصية الجمع كما في المعادلة التالية: $y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2$ ، فإن المتغير الذي تكون قيمة معامل انحداره تساوي صفراً لن يؤثر في المتغير التابع، وذلك لأن حاصل ضرب المتغير X بالمعامل الذي قيمته تساوي صفراً سينتج مقداراً قيمته تساوي الصفر. وعند جمع هذا الحد مع حاصل ضرب بقية العوامل في متغيراتها، نجد أن تأثير ذلك الحد سيكون معدوماً لأنه صفر، ولن يؤثر في القيمة المتوقعة لـ Y.

أما في حالة معاملات الترجيح، فإن الدالة هي:

$$O = e^{b_0} * e^{b_1x_1} * e^{b_2x_2} \qquad (26)$$

وهذا يعني أنّ القيمة المتوقعة لمعامل الترجيح لن تتغيّر عندما تكون الدالة الأسية للمعامل b تساوي الواحد الصحيح، وذلك لأنّ الضرب في الواحد الصحيح لا يغيّر قيمة معامل الترجيح المحسوبة. وهذا يعني أنّ القيمة واحد صحيح في النماذج الضربية كمعاملات الانحدار اللوجستي، تقابل تماماً القيمة صفر في النماذج الجمعية لمعاملات الانحدار الخطي.

وبنفس الطريقة، فإنّه إذا كان في الانحدار الخطي تدلّ القيمة الموجبة للمعامل على الزيادة وتدلّ القيمة السالبة على النقصان، فإنّه في النماذج الضربية ستكون قيم الدوال الأسية للمعامل التي تتجاوز الواحد

الصحيح هي التي تدلّ على الزيادة في معامل الترجيح، أمّا القيم الكسريّة الأقل من الواحد الصحيح وحتى الصفر كحد أدنى، فهي التي تدلّ على النقصان في قيم معاملات الترجيح عند التفسير. وهناك طريقة جيّدة للاستفادة من تفسير المعاملات بدلالة معاملات الترجيح وهي استخدام ما يسمى نسبة الترجيح Odds Ratio (OR) .

(ج) تفسير المعاملات بدلالة نسبة الترجيح Odds Ratio (OR)

غالباً ما يكون من المفيد مقارنة معاملي الترجيح على شكل نسبة ratio. فمثلاً نسبة معامل الترجيح 8 على معامل الترجيح 2 تساوي 4، وهذا يعني أن معامل الترجيح للمجموعة الأولى هي أربعة أضعاف معامل الترجيح للمجموعة الأخرى. فمثلاً، إذا كانت نسبة الترجيح أقل من الواحد الصحيح، فإن هذا يعني أن معامل ترجيح المجموعة الأولى أقل من معامل ترجيح المجموعة الأخرى. أما إذا كانت نسبة الترجيح تساوي 0.5، فإن هذا يعني أن معامل ترجيح المجموعة الأولى هي نصف (50٪) معامل ترجيح المجموعة الثانية. أما إذا كانت نسبة الترجيح تساوي الواحد الصحيح، فإن هذا يعني أن المجموعتين الأولى والثانية متساويتان في معاملي الترجيح.

ويجب ملاحظة الفرق بين مفهومي معامل الترجيح Odds ونسبة الترجيح Odds ratio، فمعامل الترجيح يشير إلى النسبة بين الاحتمالات، في حين أن نسبة الترجيح تشير إلى النسبة بين معاملات الترجيح، أي النسبة بين نسبتي الاحتمالات. فعلى سبيل المثال، إذا أظهر مسح أنّ 29.5٪ من الرجال و13.1٪ من النساء يمتلكون سلاحاً، فإنّ هذا يعني أنّ معامل ترجيح

امتلاك الرجال للسلاح يساوي $\left(\frac{0.295}{0.705}\right)$ أي 0.418 . وهذا يعني أنّه يوجد حوالي أربعة رجال يمتلكون سلاحاً مقابل كل عشرة رجال لايمتلكون السلاح. أما معامل ترجيح امتلاك النساء للسلاح فيساوي $\left(\frac{13.1}{86.9}\right)$ أي 0.151، وهذا يعني أنّه توجد امرأة واحدة إلى امرأتين هن اللائي يمتلكن السلاح لكلّ عشر نساء لا يمتلكن السلاح. وبناء على ماسبق، يمكن حساب نسبة ترجيح امتلاك النساء للسلاح مقارنة بترجيح امتلاك الرجال له كالتالي:

$$0.151 : 0.418 = \frac{0.151}{0.418} = 0.277$$

وهذه القيمة تعني أن معامل ترجيح امتلاك النساء للسلاح هو تقريباً ثلث معامل الترجيح لامتلاك الرجال للسلاح. (Pample, 2000, P.13).

يرى Newsom(2003) بأنّه يمكن الاستفادة الكبيرة من مفهوم نسبة الترجيح السابقة لمنح معنى أوضح لمعاملات الانحدار اللوجستي. الفكرة المهمّة هنا هي إيجاد العلاقة بين معامل الترجيح عند مستوى معيّن من المتغيّر المستقل X_i ومعامل الترجيح لنفس المتغيّر المستقل عند إضافة وحدة واحدة للمستوى السابق $X_i + 1$.

وقد أثبت Wright(1996) أن e^b تساوي نسبة الترجيح على النحو التالي: لنفترض أن لدينا $Y_i=1$ عند قيمة معطاة لـ X_i وأن احتمال $(Y_i=1)$ عند تلك القيمة المعطاة من X_i هي:

$$P_i = \frac{e^{(a+bx_i)}}{1+e^{(a+bx_i)}}$$

∴ يكون احتمال $Y_i = 0$ عند تلك القيمة المعطاة لـ X_i هي:

$$1-P_i = 1 - \frac{e^{(a+bx_i)}}{1+e^{(a+bx_i)}}$$

$$1-P = \frac{1}{1+e^{(a+bx_i)}}$$

وبناء على ذلك فإن معامل الترجيح بأن تكون $Y_i=1$ عند تلك القيمة المعطاة من X_i هي:

$$1-P = \frac{1}{1+e^{(a+bx_i)}}$$

$$odds = \frac{P_i}{1-P_i} = \frac{e^{(a+bx_i)} / \left(1+e^{(a+bx_i)}\right)}{1/\left(1+e^{(a+bx_i)}\right)}$$

$$odds = e^{(a+bx_i)}$$

الآن لنعتبر أن المتغير المستقل $X_i' = X_i + 1$

$$\therefore P_i' = \frac{e^{(a+bx_i')}}{1+e^{(a+bx_i')}} = \frac{e^{(a+b\,(x_i+1))}}{1+e^{(a+b\,(x_i+1))}}$$

$$\therefore P_i' = \frac{e^{(a+b\,(x_i+1))}}{1+e^{(a+b\,(x_i+1))}}$$

وتكون $1-P_i'$ على النحو التالي:

$$1-P_i' = \frac{1}{1+e^{(a+b\,(x_i+1))}}$$

ولـــذا ، فـــإن معامـــل الترجـيـح بـــأن يكـــون $Y_i=1$ عنـــد المـــتغير المســـتقل $(X_i' = X_i + 1)$ هـي:

$$odds' = \frac{P_i'}{1-P_i'} = e^{(a+b\,x_i')}$$

$$odds' = e^{(a+b(x_i+1))}$$

$$odds' = e^{(a+b\,x_i)} \cdot e^{b}$$

ولمقارنة معاملي الترجيح Odds بأن تكون $Y_i=1$ عند قيمتي X_i و X_i+1 نجد أن:

$$odds\ ratio = OR = \frac{odds'}{odds} = \frac{e^{(a+b\,x_i)} \cdot e^{b}}{e^{(a+b\,x_i)}} = e^{(b)} \qquad (27)$$

$$\therefore\ \log(OR) = b \qquad (28)$$

وبــذلك يثبــت لــدينا أن قيمــة b (معامــل الانحــدار) تعطــي الــتغير في لوغـاريتم نسـبة الترجـيح log odds ratio عنـدما يـتغير المـتغير المسـتقل X_i بمقـدار وحـدة واحـدة أي (X_i+1)، وأنّ قيمـة الدالـة الأسـية لمعامـل الانحـدار اللوجسـتي تسـاوي نسـبة الترجيح عنـدما يتغيّـر المتغيّـر المسـتقل بمقـدار وحـدة واحدة(Edward,2003).

كما يتضح أيضاً من العلاقات السابقة أنّ معامل الانحدار اللوجسـتي b يسـاوي الفـرق بـين لوغـاريتمي معـاملي الترجـيح عنـدما تكـون $X = x_i$ و $X = x_i + 1$ (Wolfe,2002, P.6):

$$\log\left(\frac{odds_{x_i+1}}{odds_{x_i}}\right) = \log\left(odds_{x_i+1}\right) - \log\left(odds_{x_i}\right) = b$$

ويرى Edward(2003) أن هذه العلاقة البسيطة بين المعامل b ونسبة الترجيح OR هي إحدى مظاهر قوّة الانحدار اللوجستي كأداة بحثية تحليلية.

لقد اتضح من العرض السابق الكيفية التي يتم بها الحصول على نسبة الترجيح OR لمقارنة التغييرات التي تحدث في نسبة الترجيح كلما تغيّر المتغير المستقل بمقدار وحدة واحدة. ويمكن توظيف نفس المبدأ لحساب معامل الترجيح للمقارنة بين مستويات مختلفة من المتغير المستقل X وليس مجرد التغير بمقدار وحدة واحدة.

لقد ذكر Edward(2003) أنّ حساب نسبة الترجيح OR إذا تغيّرت قيم المتغير المستقل X بأكثر من وحدة واحدة يمكن إجراؤه من خلال الصيغة التالية:

$$OR = e^{c*b} \qquad (29)$$

$$\log(OR) = c*b \qquad (30)$$

حيث يمثل المقدار c، مقدار التغير في وحدات المتغير المستقل X.

فعلى سبيل المثال، إذا رغب شخص في مقارنة أرجحية الحياة لمن عمره ثلاثون سنة مثلاً بأرجحية الحياة لمن عمره أربعون سنة أي أن مقدار التغير في المتغير المستقل يبلغ 10 وحدات وليست وحدة واحدة، فإنّ نسبة الترجيح OR لمثل تلك المقارنة يتم حسابها بالصيغة:

$$OR(30-40) = e^{C.b}$$

حيث C في هذه الحالة تساوي مقدار التغير في المتغير المستقل وهو 10 وحدات.

كما يمكن استخدام نسبة الترجيح لفحص تأثير متغيّر مستقل ما على المتغيّر التابع . ولاختبار ما إذا كانت هناك علاقة ذات دلالة إحصائية بين متغير مستقل ما ونسبة الترجيح OR يتم اختبار الفرضية التالية:

الفرضية الصفرية هي: لا توجد علاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع (نسبة الترجيح بأن تكون الحالة هي Y=1).

من خلال مخرجات برامج الحاسب الآلي مثل برنامج SPSS يمكن الحصول على فترات الثقة للمعامل b والتي من خلالها يمكن حساب حدود الثقة لنسبة الترجيح (Edward,2003).

إن حدود الثقة لـb عند مستوى ثقة $100(1-\alpha)$ هي:

$$b \pm Z_{\left(1-\frac{\alpha}{2}\right)} * S.E._{b} \qquad (31)$$

ولذا فإن حدود الثقة لنسبة الترجيح OR عند مستوى ثقة $100(1-\alpha)$ هي:

$$e^{\left\{b \pm Z_{\left(1-\frac{\alpha}{2}\right)} * S.E._{b}\right\}} \qquad (32)$$

ويمكن تفسير حدود الثقة السابقة بنفس الطريقة المستخدمة مع أي حدود ثقة مقدرة. فعلى سبيل المثال إذا كانت $b = -0.066$ و $S.E_b = 0.032$ فإن حدود الثقة عند مستوى 95٪ لـ b هي:

$$b \pm Z_{\left(1-\frac{\alpha}{2}\right)} * S.E._b = -0.066 \pm (1.96)(0.032)$$
$$= -0.066 \pm 0.0627$$
$$= [-0.1287, -0.0033]$$

وبهذا فإن هناك ثقة بنسبة 95٪ بأن المعلمة الحقيقية b قيمتها تقع فيما بين: -0.1287 و -0.0033 .

وللحصول على حدود ثقة عند مستوى 95٪ لنسبة الترجيح OR، يتم أخذ الدالة الأسية لحدود الثقة لـ b على النحو التالي:

$$\left[e^{-0.1287}, e^{-0.0033}\right] = [0.08792, 0.0067]$$

وكما يقول Sahai & Ward (w.d.) بأننا نعلم أن نسبة الترجيح تساوي الواحد الصحيح إذا كان معامل الترجيح للحالات المرغوب فيها تساوي معامل الترجيح للحالات غير المرغوب فيها، وبناء على ذلك، فإن حدود الثقة المعروضة في التقرير تسمح لنا برفض أو قبول الفرضية الصفرية، وذلك من خلال فحص فترة الثقة، فإذا وجدنا أن حدود الثقة لا تتضمن الواحد الصحيح، فهذا يعني رفض الفرضية الصفرية التي تنص على عدم وجود علاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع (P.8). وطبقاً للمثال السابق، يلاحظ وجود تأثير دال إحصائياً من قبل المتغيرات المستقلة على نسبة الترجيح بأن يكون المتغير التابع Y=1.

وبنفس الطريقة يمكن حساب حدود الثقة لنسبة الترجيح عند مستوى $100(1-\alpha)$ للفرق بين أي مستويين للمتغيّر المستقل (أي عدد من الوحدات):

$$e^{\left\{C*b \pm Z_{\left(1-\frac{\alpha}{2}\right)} *C.*S.E_b\right\}} \qquad (33)$$

ومثال ذلك، هو حساب نسبة الترجيح OR للحياة المقابلة للفرق في العمر بمقدار عشر سنوات:

$$\therefore O\hat{R}(10) = e^{\{10*(-0.066)\}} = e^{-0.66}$$
$$\therefore O\hat{R}(10) = 0.517$$

وهذه يعني أن أرجحية الحياة للشخص تصبح نصف أرجحية أولئك الأشخاص الذين يصغرونه بعشر سنوات. ولحساب حدود الثقة عند مستوى 95٪ لنسبة الترجيح السابقة (Edward,2003):

$$= e^{\left\{C*b \pm Z_{\left(1-\frac{\alpha}{2}\right)} *C.*S.E_b\right\}}$$
$$= e^{\{10(-0.066) \pm (1.96)(10)(0.033)\}}$$
$$= e^{\{-0.66 \pm 0.627\}}$$
$$= [0.276,\ 0,968]$$

وتفسّر النتيجة السابقة على أننا واثقون بنسبة 95٪ بأن معامل الترجيح Odds لحياة الشخص هو تقريباً 27.6٪ إلى 96.8٪ من معامل الترجيح لحياة الشخص الذي يقل عمره بمقدار عشر سنوات (Edward,2003).

(د) تفسير المعاملات بدلالة الاحتمالات

لنفترض أن لدينا المعادلة الموفقة لنموذج ما هي:

$$\ln\left(\frac{P}{1-P}\right) = -5.89 + 0.21X$$

فهذا يعني أن الزيادة في المتغير المستقل X بمقدار وحدة واحدة تزيد اللوجت Logit أو لوغاريتم معامل الترجيح log odds أو $\ln\frac{P}{1-P}$ بأن يكون Y=1 بمقدار 0.21. لاحظ أن نموذج اللوجت هو نموذج خطي بالنسبة للزيادة في اللوجت، ولكن العلاقة ليست خطية بالنسبة لمعاملات الترجيح ولا للاحتمالات (Cizek & Fitzgerald,1999). وكما يقول Poston(2004) فإن على الباحث أن يكون حذراً في تفسير الأثر على الاحتمال P من قبل المتغير المستقل X ، وذلك لأن التغير في P(Y=1) ليست دالة خطية للمتغير أو المتغيرات المستقلة، بل إنّ الميل غير الخطي لمنحنى P(Y=1) يتفاوت اعتماداً على قيمة المتغير أو المتغيرات المستقلة.

ولكن السؤال، كيف يمكن تفسير المعاملات بدلالة الاحتمالات مع أن العلاقة بينهما ليست خطية؟ فمثلاً في المعادلة:

$$\text{logit}(P) = -6.03 + 0.21X$$

يمكن حساب قيمة الاحتمال P عندما X=30 على النحو التالي:

$$\ln\left(\frac{P}{1-P}\right) = -6.03 + 0.21(30) = -6.03 + 6.3 = 0.27$$

الآن سيتم تحويل الـ logit المتوقع إلى احتمال متوقع $\hat{P}(Y=1)$ وذلك بأخذ الدالة الأسية (معكوس اللوغاريتم) للطرفين:

$$\therefore \frac{P}{1-P} = e^{-6.03+0.21(30)}$$
$$= e^{0.27} = 1.31 = Odds$$

وبحل المعادلة للحصول على P:

$$\because P = \frac{O}{1+O} = \frac{1.31}{(1+1.31)} = \frac{1.31}{2.31}$$
$$\therefore P = 0.567$$

وبنفس الطريقة يمكن حساب قيمة الاحتمال المتوقع إذا كانت X=20:

$$In\left(\frac{P}{1-P}\right) = -6.03 + 0.21(20)$$
$$= -6.03 + 4.2 = -1.83$$

وبأخذ الدالة الأسية للطرفين:

$$\frac{P}{1-P} = e^{-1.83} = 0.1604$$

وبحل المعادلة لـP

$$\therefore P = \frac{O}{1+O} = \frac{0.1604}{1+0.1604}$$
$$= 0.138$$

ويتضح مما سبق أن الاحتمال المتوقع لأن تكون Y=1 تزداد من 0.138 عندما كانت X=20 ، إلى 0.567 عندما تكون X=30 ، أي أن الفرق في 10 وحدات X هو (0.567 – 0.138) ويساوي 0.429، أي بمعدل 0.0429 لكل وحدة من X.

ولكن ماذا لو تم حساب التغير في P(Y=1) من X=30 إلى X=40 بدلاً من X=20 إلى X=30.

الحل: من المعادلات السابقة، عندما X=40:

$$In\left(\frac{P}{1-P}\right) = -6.03 + 0.21(40)$$
$$= -6.03 + 8.4 = 2.37$$

وبأخذ الدالة الأسية للطرفين:

$$\therefore \frac{P}{1-P} = e^{2.37} = 10.7$$

وبحل P في المعادلة:

$$\because P = \frac{O}{1+O} = \frac{10.7}{(1+10.7)}$$
$$\therefore P = 0.914$$

ولذا فإن الاحتمال بأن تكون Y=1 تزداد من 0.567 عندما X=30 إلى 0.914 عندما X=40، أي أن الزيادة بمقدار 10 وحدات في X جعل الاحتمال P يزداد بمقدار 0.347 أي بمعدل 0.0347 لكل وحدة في X.

ويتضح من المثال السابق، أن متوسط التغيّر في الاحتمال المتوقع لأن يكون Y=1 ليس ثابتاً، بل إنه يتغير ويعتمد على مستويات X، ولذا فإن التغير في احتمال Y=1 عند الطرفين الأعلى أو الأدنى في توزيع X يكون أقل منه عند القيم المتوسطة للمتغير X. أي أن التغير في احتمال Y=1 في المنطقة الوسطى من المنحنى اللوجستي S يكون كبيراً مقارنة بطرفي المنحنى اللوجستي على شكل S والذي يكون مفرطحاً إلى حد ما في الأطراف (Poston,2004).

فتأثيرات المتغيرات المستقلة على لوغاريتم معامل الترجيح (اللوجت) هي تأثيرات خطية، وتتمتع بخاصية الإضافة additive حيث يكون لكل

متغير مستقل X نفس التأثير على لوغاريتمات معامل الترجيح بغض النظر عن مستويات ذلك المتغير المستقل أو المتغيرات المستقلة الأخرى.

ولكن تكمن نقطة ضعف هذه الطريقة لتفسير المعاملات في معنى التفسير، حيث إن وحدات المتغير التابع في هذه الحالة وهي اللوجت لن يكون لها معنى واضح وملموس. وفي المقابل، فإن تأثيرات المتغيرات المستقلة على الاحتمالات وإن كان لها معنى واضح ومفهوم، إلا أن تلك العلاقة والتأثيرات ليست خطية ولا تتمتع بخاصية الإضافة، حيث إن لكل متغير X تأثير مختلف على الاحتمال حسب مستويات ذلك المتغير X ومستويات المتغيرات المستقلة الأخرى. وبناء على ذلك، فإن تأثيرات المتغير المستقل على الاحتمالات P لا يمكن تلخيصها أو تمثيلها بسهولة على هيئة معامل واحد مع أن للاحتمالات معنى تفسيريّاً ملموساً وواضحاً (Pample, 2000, P.19).

أما تفسير تأثيرات المتغيرات المستقلة على معاملات الترجيح فهو مسألة مواءمة بين الإيجابيات والسلبيات السابقة. فبينما معاملات الترجيح لها معنى واضح ومفهوم مقارنة بلوغاريتمات معاملات الترجيح (اللوجت)، وبينما يمكن التعبير عن تلك التأثيرات بمعاملات مستقلة، إلاّ أنّ تأثيرات المتغيرات المستقلة على معاملات الترجيح هي تأثيرات خاضعة لخاصية الضرب Multiplicative أكثر من خضوعها لخاصية الجمع additive ، مع أن تفسيرها ذو معنى مباشر (Pample, 2000, P.19).

تقويم ملاءمة النموذج

يرى (Hosmer and Lemshow(2000,p.12 أنّه بمجرد أن نقوم بتوفيق نموذج الانحدار اللوجستي، تبدأ عملية تقويم النموذج. هناك طريقتان للتحقّق من ملاءمة النماذج يمكن تصنيفها كالتالي:

(King,2002;Peng, Lee & Ingersoll,2002; Menard,2002,p.108)

1- التحقّق من مدى ملاءمة النموذج بشكل كلي من خلال حساب قياسات كلّية للمطابقة Overall measures of the fit.

2- فحص المكونات الفردية للنموذج، بمعنى أنّه إذا كان النموذج ككل ملائماً، فما هي أهمية كل متغيّر من المتغيّرات المستقلة؟ وما هي قدرته ومساهمته في التنبؤ بالمتغيّر التابع؟ وأي المتغيّرات أفضل وأيها أسوأ في التنبؤ بالمتغيّر التابع؟

أولاً- التحقّق من ملاءمة النموذج ككل

هناك عدّة مقاييس تلخيصيّة مهمّة تساعد على تقويم النموذج النهائي الذي تمّ توفيقه للبيانات هي: الرواسب والفروق، وإحصاءات R^2، واختبار هوزمر- ليمشو لجودة المطابقة، وجداول التصنيف، إضافة إلى تحليل منحنى ROC.

(أ) تحليل الرواسب والفروق Riseduals and Deviance

إنّ أول خطوة في عملية تقويم ملاءمة النموذج الذي تمّ توفيقه عادة ما تكون تقويم دلالة المتغيرات ككل في النموذج، بمعنى تحديد ما إذا كانت المتغيرات المستقلة ككل في النموذج ترتبط بشكل دال إحصائياً بالمتغير التابع أم لا (Hosmer and Lemshow,2000,p.12).

أحد التوجهات لاختبار دلالة المتغيرات المستقلة في أي نموذج تتعلق بالسؤال التالي: هل النموذج المتضمن للمتغير أو المتغيرات في السؤال يخبرنا أكثر عن المتغير التابع (متغير الاستجابة الثنائي القيمة) مقارنة بالنموذج الذي لا يتضمن ذلك المتغير أو تلك المتغيرات، حيث تتم الإجابة عن هذا السؤال من خلال مقارنة القيم المشاهدة للمتغير التابع بالقيم المتوقعة أو المتنبأ بها بواسطة كل نموذج، بحيث يكون النموذج الأول هو الذي لا يتضمن المتغيرات المستقلة موضع الدراسة، والنموذج الثاني هو الذي يتضمن تلك المتغيرات. عندما تكون القيم المتوقعة (المتنبأ بها) الناتجة من النموذج أكثر دقة بطريقة ما بالمقارنة بالنموذج الذي لم يتضمن تلك المتغيرات، فإنّ ذلك يشير إلى أن ذلك المتغيّر المستقل أو تلك المتغيرات المستقلة ذات دلالة إحصائية (Peng, Lee & Ingersoll,2002).

ومع أنّ بعض الإحصائيين مثل Garson(2006) يرى أنّ هذا الاختبار هو أحد اختبارات جودة المطابقة goodness-of-fit حيث تشير النتائج الدالة إحصائياً إلى أنّ النموذج يتطابق مع البيانات المشاهدة، فإنّ البعض الآخر مثل Hosmer and Lemshow(2000) يرون أنّ المدخل السابق لتقويم النماذج من خلال الإجابة عن السؤال عمّا إذا كان النموذج المتضمن للمتغير أو المتغيرات

في السؤال يخبرنا أكثر عن المتغير التابع (متغير الاستجابة الثنائي القيمة) مقارنة بالنموذج الذي لا يتضمن ذلك المتغير أو تلك المتغيرات يختلف عن السؤال حول ما إذا كانت القيم المتوقعة (المتنبأ بها) هي تمثيل دقيق للقيم المشاهدة بشكل عام، وأنّ الإجابة عن السؤال الثاني هو ما نسميه اختبارات جودة المطابقة والذي يعتبر إلى حدّما أكبر تعقيداً (p.11).

في الانحدار الخطي يتم تقويم دلالة ميول المعاملات من خلال تكوين ما يسمى جدول تحليل التباين، حيث يتم في ذلك الجدول تجزئة المجموع الكلي لمربعات انحرافات المشاهدات عن متوسطها SST إلى مكونين :(King,2002)

1. مجموع مربعات انحرافات المشاهدات عن خط الانحدار وهو ما يسمى بمجموع مربعات البواقي SSE.

$$\boldsymbol{SSE} = \sum(\boldsymbol{y}_i - \hat{\boldsymbol{y}}_i)^2 \qquad (34)$$

2. مجموع مربعات انحرافات القيم المتوقعة عن متوسط المتغير التابع، وهو ما يسمى بمجموع المربعات العائد لنموذج الانحدار SSR.

$$\boldsymbol{SSR} = \sum(\hat{\boldsymbol{y}}_i - \bar{\boldsymbol{y}})^2 \qquad (35)$$

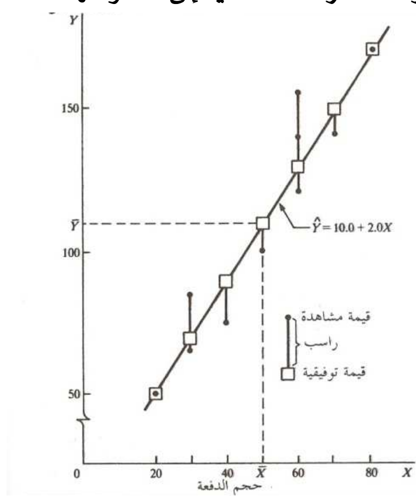
إنّ هذه الطريقة ملائمة جداً للمقارنة بين القيم المشاهدة والمتوقعة لنموذجين مختلفين أحدهما يتضمّن الحد الثابت فقط دون أي متغيّرات مستقلة، والآخر يتضمّن جميع المتغيّرات المستقلة موضع الفحص. ولذا فإن

الانحدار الخطي يعتمد فيه تقويم النموذج على المقارنة بين مجموع مربّع المسافة بين القيم المشاهدة والقيم المتوقعة في النموذجين.

فإذا كانت y_i تمثل القيمة المشاهدة للحالة i ، و $\hat{y}_i$ تمثّل القيمة المتوقعة من النموذج للحالة i فإنّ الإحصاءة المستخدمة لتقويم هذه المقارنة هي:

$$SSE = \sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y}_i)^2 \qquad (36)$$

شكل (11): مثال لتجزئة الانحرافات الكلية إلى مكوناتها الأساسية



(نتر، وازرمان، وكنتر، 2000، ص56)

تحت ظروف النموذج الذي لا يتضمن أي متغير مستقل، فإن القيمة المتوقعة تساوي $\hat{y}_i = \bar{y}$ أي متوسط المتغير التابع. في هذه الحالة فإن $SSR = 0$ و مجموع مربعات الرواسب SSE يساوي التباين الكلي SST.

عندما نضمّن أي متغير مستقل في النموذج فإن أي انخفاض في قيمة SSE سيعود إلى حقيقة أن ميل المعامل لذلك المتغير المستقل لا يساوي الصفر. ولذا فإن التغيّر في قيمة SSE سيكون عائداً للانحدار ويرمز له بالرمز SSR وتكون قيمته كالتالي:

$$SSR = SST - SSE \qquad (37)$$

$$SSR = \left[\sum_{i=1}^{n}(y_i - \overline{y_i})^2\right] - \left[\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y}_i)^2\right] \qquad (38)$$

في الانحدار الخطي يكون التركيز على حجم ومقدار SSR، حيث إن القيمة المرتفعة تعكس أهمية المتغير المستقل، في حين أن القيمة المنخفضة تشير إلى ضعف مساهمة ذلك المتغير المستقل في التنبؤ بقيم المتغير التابع. وفي تحليل الانحدار الخطي المعتاد، إذا أراد الباحث أن يختبر الفرضية الصفرية التي تنص على أن جميع المعاملات تساوي صفراً:

$$H_0 : all\, b's = 0$$

في مقابل الفرضية البديلة والتي تنص على أنّه على الأقل واحدة من تلك المعاملات لا تساوي الصفر، أي:

على الأقل واحدة من الـ b's ≠0

$$H_a : not\, all\, b's = 0$$

فإنّ اختبار الفرض السابق يتم من خلال إحصاءة F على النحو التالي:

$$F = \left[\frac{SSR}{k} \Big/ \frac{SSE}{(N - k - 1)} \right] \qquad (39)$$

حيث: k هي عدد المتغيرات المستقلة.

و N هي العدد الكلي للحالات.

ولذا يستخدم هذا الاختبار للتحقق مما إذا كانت هناك علاقة دالة إحصائية بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع أي أن واحدة من b_i لا تساوي الصفر (Menard,2002,p.19).

في الانحدار اللوجستي يتم استخدام نفس المبدأوهو المقارنة بين القيم المشاهدة والقيم المتوقعة للنموذجين: النموذج بدون المتغير المستقل أو المتغيرات المستقلة والنموذج الذي يتضمن ذلك المتغير المستقل أو تلك المتغيرات المستقلة ،والفرق هو أنّ هذه المقارنة في الانحدار اللوجستي تعتمد على لوغاريتم دالة الترجيح log likelihood function بدلاً من مجموع مربعات الانحرافات (Hosmer & Lemshow,2000,p.12).

لقد مرّ معنا سابقاً في تقدير المعاملات أنّ الطريقة الملائمة للتعبير عن المساهمة في دالة الترجيح للزوج (x_i, y_i) هي من خلال الحد: $P(x_i)^{y_i}[1 - P(x_i)]^{1-y_i}$ ، وحيث إنّ المشاهدات يفترض أن تكون مستقلة ، لذا فإنّ دالة الترجيح هي حاصل ضرب الحد السابق لجميع حالات العينة:

$$l(\beta) = \prod_{i=1}^{n} P(x_i)^{y_i}[1 - P(x_i)]^{1-y_i} \qquad (40)$$

وحيث إنّ تقدير المرجّح الأعظم تعتمد على تقدير قيمة β التي تجعل دالة الترجيح أعلى ما تكون، فإنّه من الأسهل رياضياً استخدام اللوغاريتم مع دالة الترجيح لنحصل على الصيغة التالية:

$$L(\beta)=\ln\left[\ell(\beta)\right]=\sum_{i=1}^{n}\{y_i \ln[P(x_i)]+(1-y_i)\ln[1-P(x_i)]\} \qquad (41)$$

وإذا اعتمد الباحث على استخدام اختبار F في تحليل الانحدار الخطي، فإنّه سيعتمد في تحليل الانحدار اللوجستي على اختبار χ^2 لنسبة الترجيح Likelihood ratio χ^2 test، بحيث إذا كانت هذه الإحصاءة لها دلالة إحصائية، فإن هذا يعني أن معاملاً واحداً على الأقل لا يساوي الصفر (Poston,2004).

تستخدم هذه الإحصاءة χ^2 والتي يرمز لها أيضاً بـ $LR\chi^2$ أو L^2 المعادلة التالية (Poston,2004):

$LR\chi^2$ = -2 (log likelihood without variables – log likelihood with variables)

وتتم مقارنة قيمة الإحصاءة $LR\chi^2$ بالقيمة النظرية في توزيع χ^2 عند درجة حرية تساوي عدد المتغيرات المستقلة المتضمنة في النموذج، وبذلك فإن قيمة الاحتمال إذا كانت أقل من 0.05 فإن هذا يعني رفض الفرضية الصفرية التي تنص على أن جميع قيم معاملات المتغيرات المستقلة تساوي الصفر. وبذلك سيخلص الباحث إلى أن المتغيرات المستقلة X's تسمح له بعمل تنبؤات حول P(Y=1) أفضل من عمل تلك التنبؤات بدون تلك المتغيرات

المستقلة أوالصدفة، أي أن النموذج له دلالة إحصائية وأن معاملاً واحداً على الأقل من معاملات المتغيرات المستقلة له تأثير دال إحصائياً في التنبؤ بقيمة P(Y=1) لأنه لا يساوي الصفر (Poston,2004). وبناء على ذلك فإن الإحصاءة 2LL- ستصبح هي المقياس لمدى مطابقة النموذج للبيانات المشاهدة، بحيث يكون النموذج الجيد هو الذي يعطي أرجحية likelihood عالية أي يعطي 2LL- قيمة منخفضة، بحيث أنّ النموذج تام المطابقة هو الذي يعطي قيمة للمقدار 2LL- تساوي الصفر (Poston,2004).

لقد لاحظنا أنّ قيمة لوغاريتم الأرجحية $\ln[\ell(\beta)]$ أي $L(\beta)$ إذا ضربت في سالب اثنين 2- ستعطي إحصاءة 2LL- والتي تتمتع بتوزيع معروف وهو توزيع χ^2. لقد أطلق الإحصائيون على هذه الإحصاءة 2LL- المهمة في تقويم نماذج الانحدار اللوجستي اسم الانحراف Deviance ورمزوا لها بالرمز D، حيث:

$$D = -2\ln(likelihood\ \ of\ \ the\ fitted\ \mathrm{mod}\,el)$$

$$D = -2L(\beta) \qquad (42)$$

وبناء على ذلك، فإنّ قيمة D في الانحدار اللوجستي ستلعب نفس الدور الذي تلعبه قيمة مجموع مربعات البواقي في الانحدار الخطي،وسوف تستخدم هذه الإحصاءة في تقويم دلالة المتغير أو المتغيّرات المستقلة من خلال مقارنة قيمة الإحصاءة D للنموذج الذي يتضمنّ المتغير أو المتغيّرات المستقلة موضع التقويم مع قيمة الإحصاءة D للنموذج بدون تلك المتغيّرت، بحيث يكون أي مقدار

من التغيّر في قيمة D بين النموذجين عائداً لتضمين ذلك المتغير أو المتغيّرات المستقلة في النموذج.

ونظراً لأهمية هذه الإحصاءة الجديدة للفرق بين قيمتي D لأي نموذجين مختلفين، فإنّ هذه الإحصاءة (الفرق بين قيمتي D) سيتم الرمز لها بالرمز G (Hosmer & Lemshow,2000):

$$G = D_{(\text{model without the variable})} - D_{(\text{model with the variable})}$$

أي أن:

$$G = -2\, In\left[\frac{(likelihood\ without\ the\ \text{var}\,iable)}{(likelihood\ with\ the\ \text{var}\,iable)}\right]$$

ويلاحظ أن الإحصاءة G تتبع توزيع χ^2 بدرجة حرية تساوي عدد المعالم المقدرة ناقص واحد (عدد المعالم- 1) (pp.14-15) .

الإحصاءة 2LL- للنموذج بحد الثابت فقط يرمز لها بالرمز D_0 ، أمّا الإحصاءة 2LL- للنموذج المتضمن للحد الثابت إضافة للمتغيرات المستقلة موضع الدراسة فيرمز لها بالرمز D_M . ويلاحظ أنّه غالباً ماتكون D_M أقل من D_0 لأن إضافة المتغيرات المستقلة تسهم في التقليل من أخطاء التنبؤ. ولذا فإن D_M يمكن اعتبارها نظيرة لمجموع مربعات الخطأ SSE في الانحدار الخطي، وتكون القيمة $(D_0 - D_M)$ هي المقابلة لمجموع مربعات الانحدار SSR في الخطي. كما يلاحظ أن قيمة الإحصاءة $(D_0 - D_M)$ في برنامج SPSS تعطى في جدول Omnibus tests table تحت مسمى مربع كاي للنموذج.

ولذا فإن الإحصاءة χ^2 للنموذج يمكن الرمز لها بـ G_M ، حسب المعادلة:

$$G_M = (D_0 - D_M) \qquad (43)$$

وحيث إنّ الإحصاءة G_M تتبع توزيع مربع كاي، فإنه يمكن استخدامها لاختبار الدلالة الإحصائية لأي متغير مستقل من خلال اختبار G_M للنموذج الذي يتضمن ذلك المتغير مقارنة مع النموذج الذي لا يتضمن ذلك المتغير المستقل. إذاً إحصاءة G كإحصاءة لمربع كاي تعطي الباحث اختباراً للفرضية الصفرية: $\beta_1 = \beta_2 = ... = \beta_k = 0$

في مقابل الفرضية البديلة: Not all of $\beta's = 0$

فإذا كانت G_M دالة إحصائياً $(p \le 0.05)$ فإن رفض الفرضية الصفرية أن معامل متغير مستقل واحد على الأقل لا يساوي الصفر، وأن ذلك المتغيرات له قدرة على التنبؤ بالمتغير التابع أفضل من الصدفة. وبذلك يمكن اعتبار الإحصاءة G_M نظيراً ملائماً لإحصاءة اختبار F في الانحدار الخطي وفي نفس الوقت نظيراً لمجموع مربعات الانحدار SSR (Menard,2002,p.22).

ويلاحظ أن لوغاريتم الأرجحية إذا كانت دائماً سالبة، فإن 2LL- دائماً تكون قيمة موجبة. وتشير القيمة الكبيرة لـ 2LL- إلى سوء التنبؤ للمتغير التابع، كما أنّ قيمة إحصاءة 2LL- لنموذج الانحدار اللوجستي المتضمن حد الثابت فقط يمكن حسابه من خلال جمع قيمة مربع كاي للنموذج إضافة إلى 2LL- (Menard,2002,p.22).

وتجدر الإشارة إلى أنّ هذه الطريقة المعتمدة على اختبارات الدلالة الإحصائية تعاني من مشكلة الاعتماد على حجم العينة، والتي تعتبر قضية كبيرة في البحث العلمي (Nasser, Wisenbaker & Benson,1998; Fraas & Newman,2003; Pang & Others,1994) ولذا فإنّ العديد من الباحثين أكدوا أهمية عدم الاكتفاء بنشر مستويات الدلالة الإحصائية للمعاملات، وضرورة نشر الإحصاءات التي يمكن استخدامها للحكم على الدلالة العملية لتلك الاختبارات (بابطين، 1423؛ Johnson & Watnik,2002; King,2002;Fraas, Drushal & Graham,2002)

(ب) مقاييس الارتباطات المتعدّدة بين المتغيّرات المستقلة والتابعة R^2

لقد ظهر لدى الإحصائيين أهمية الحصول على إحصاءات لتقويم الدلالة العملية للاختبارات الإحصائية المستخدمة في تحليل الانحدار اللوجستي مثلما هو عليه الأمر في تحليل الانحدار الخطي (King,2002; Fraas, Drushal & Graham,2002). ونظراً لأن D_0 هي طريقة للإشارة إلى الانحراف الخاص بالنموذج الذي يتضمن الحد الثابت فقط دون أي متغيرات مستقلة والذي يرى بعض الإحصائيين بأنه يناظر مجموع المربعات الكلي SST في الانحدار الخطي، وأنّ D_M يناظر مجموع مربعات البواقي SSE في الانحدار الخطي، وأنّ الفرق بين D_0 و D_M والذي يرمز له بـ G_M يناظر مجموع المربعات العائد للانحدار SSR، فإن هذا يظهر إمكانية استخدام إحصاءة تقارب نوعاً ما لإحصاءة R^2 في الانحدار الخطي سميت في حالة الانحدار اللوجستي بإحصاءة R^2 المزيفة Pseudo R^2 ويرمز لها أيضاً بالرمز R_L^2 ، بحيث تكون هذه الإحصاءة كما وردت في المعادلة (8) ص18 مقابلة

للنسبة SSR/SST في الانحدار الخطي :(Poston,2004;Menard,2002,p.24)

$$R_L^2 = \frac{G_M}{D_0} = \frac{G_M}{(G_M + D_M)}$$

يلاحظ أن R_L^2 هي عبارة عن مقياس لنسبة الانخفاض في 2LL- أو نسبة الانخفاض في قيمة LL باعتبار أنّ 2LL- و LL مقياسان للتفاوت variation واللذان لايتطابقان تماماً مع إحصاءة التباين variance في تحليل الانحدار الخطي ولكنّهما يقابلانه في المفهوم فقط. ∴ R_L^2 يشير إلى مقدار الانخفاض في التفاوت أو التباين المقاس بـ G_M ($G_M = D_0 - D_M$) الذي سببه إدخال المتغيرات المستقلة في النموذج. ويتراوح هذا التفاوت ما بين الصفر للنموذج الذي يكون فيه $G_M = 0$ حيث لا تكون للمتغيرات المستقلة أي مساهمة في التنبؤ بالمتغير التابع، وواحد صحيح عندما يكون $G_M = D_0$ حين يتنبأ النموذج بالمتغير التابع بدقة كاملة (Menard,2002,p.24).

لقد تمّ تطوير هذه الإحصاءة Pseudo R^2 من قبل ماك فادن في عام 1973م، ولذا يشار إليها أحياناً بـ Mc fadden's R^2 أو R_{MF}^2 وهي تساوي :(Poston,2004)

$$R_L^2 = -2\log(L_0) - [-2\log(L_M)] / (-2\log(L_0)) \qquad (44)$$

حيث L_0 تساوي الأرجحية عند تضمين الحد الثابت فقط في النموذج.

و L_M تساوي الأرجحية عند تضمين جميع المتغيرات المستقلة في النموذج.

ولقد جادل Menard (2002) وZumbo & Ochieng (2002) على أن إحصاءة Pseudo R^2 هي الأقرب في المفهوم لإحصاءة R^2 في تحليل الانحدار الخطي، وذلك لأنها تعكس ذلك الجزء من التقليص في إحصاءة -2LL (P.27). وكما ذكر Menard (2002) فإن الكثير من الإحصائيين حاولوا أن يأتوا بإحصاءة مكافئة لمقياس R^2 المستخدم في تحليل الانحدار الخطي، إلاّ أنّ هذه الإحصاءة Pseudo R^2 تعتبر أسهل وأفضل الإحصاءات في تحليل الانحدار اللوجستي، والتي تناظر إلى حد ما R^2 في تحليل الانحدار الخطي.

وعلى الرغم من أن بعض الإحصائيين ينظرون إلى هذه الإحصاءة كنسبة للتباين المفسّر في المتغير التابع Y=1 بدلالة المتغيرات المستقلة، إلا أن هذه النظرة غير صحيحة (Poston,2004). إن صعوبة التفسير لـ Pseudo R^2 على النحو المذكور تنبع من أن المقدار log 2- (أي سالب ضعف لوغاريتم الأرجحية) هو مقدار غير قابل للتفسير، وأنّ أفضل ما يقال عن قيمة تلك الإحصاءة هو أنها تعتبر تقريباً سريعاً لتقويم فعالية التنبؤ وهذا ما جعل الإحصائيين يشيرون إليها بـ R^2 الزائفة مع التركيز على كلمة الزائفة Pseudo في التسمية (Poston,2004).

ومثل إحصاءة R^2 في الانحدار الخطي، فإن R_L^2 في الانحدار اللوجستي تنزع لأن تكون في المدى من صفر عندما تكون المتغيرات المستقلة غير ذات علاقة بالمتغير التابع، وحتى الواحد الصحيح عندما يكون النموذج الذي تم توفيقه يسمح بالتنبؤ التام باحتمال المتغير التابع Y=1. وخلاصة ما سبق هو أن الإحصاءة Pseudo R^2 ليس لها تفسير التباين المفسّر كما هو الأمر في إحصاءة R^2 في تحليل الانحدار الخطي، وإنما هي إحصاءة تخبر

الباحث بمدى قدرة النموذج على توفيق البيانات المشاهدة بشكل ملائم (Fraas & Newman,2003).

يلاحظ أن R_L^2 يتم عرضها تحت مسمى R^2 Mc fadden ضمن جدول Pseudo-R^2 في بعض البرامج الإحصائية، كما يمكن حسابها يدوياً من مخرجات بعض البرامج الأخرى مثل SPSS، كما يوجد هناك مقياسان آخران يستخدمان في برنامجي SPSS و SAS هما (Menard,2002,p.25):

الأول هو مقياس التحسن في مربع المتوسط الهندسي لكل مشاهدة R_M^2 :

$$R_M^2 = 1 - \left({L_0}/{L_M} \right)^{2/N} \qquad (45)$$

حيث L_0 هي دالة الترجيح Likelihood function للنموذج المتضمن حد الثابت فقط، و L_M هي دالة الترجيح المتضمن كل المتغيرات المستقلة، أمّا N فهي العدد الكلي للحالات.

أمّا المقياس الثاني فهو مقياس التحسن في مربع المتوسط الهندسي لكل مشاهدة المعدّل R_N^2 adjusted . حيث يلاحظ أنّ المقياس الأول غير المعدّل لا يمكن أن يأخذ القيمة واحد صحيح حتى لو كان النموذج يطابق البيانات بشكل تام، أمّا المقياس المعدّل للتحسّن في مربع المتوسط الهندسي فإنّه يسمح لقيمة الواحد الصحيح من خلال تعديل بسيط، وهو القسمة على القيمة الممكنة العظمى لـ R_M^2 لذلك النموذج:

$$R_N^2 = \frac{\left[1-\left(L_0 / L_M\right)^{2/N}\right]}{\left[1-\left(L_0\right)^{2/N}\right]} \qquad (46)$$

$$R_N^2 = R_M^2 \,/(\text{maximum possible } R_M^2)$$

ويتم عرض الإحصاءتين R_M^2 و R_N^2 في برنامج SPSS تحت مسمّيي مقياس Cox-Snell ومقياس Nagelkerke R^2 على التوالي، أما في SAS فتعرض الإحصاءتان تحت مسمى R^2 و adjusted R^2 (Minard,2002,p.25)

هناك إحصاءتان أخريان اقترحهما (Minard,2002,p.26) هما:

إحصاءة معامل التوافق (R_C^2) Contingecy Coefficient المعرّفة بالمعادلة:

$$R_C^2 = \frac{G_M}{(G_M + N)} \qquad (47)$$

حيث N عدد الحالات.

وإحصاءة R_w^2 *Wald* المعرفة بالمعادلة:

$$R_w^2 = \frac{W}{(W+N)} \qquad (48)$$

حيث W هي إحصاءة والد Wald Statistic

ويلاحظ أن هاتين الإحصاءتين تتشاركان في نفس الخاصية، وهي عدم إمكانية أخذ القيمة واحد صحيح حتى مع النموذج التام.

ويخلص مينارد إلى أنه بناء على الأبحاث حول خصائص المقاييس المختلفة فإن R_L^2 هو المقياس الأكثر ملاءمة في تحليل الانحدار اللوجستي، بناء على عدة اعتبارات (Menard,2002,p.27):

1- أنّ مفهوم R_L^2 قريب جداً من مفهوم R^2 في تحليل الانحدار الخطي، حيث إنها تعكس نسبة الانخفاض في الكمية المطلوب تخفيضها 2LL- بعكس مقياس R_w^2 أو مقياس R_c^2 اللذين يعكسان نفس المفهوم. كما أن هذا المقياس R_L^2 لا يعتمد على حجم العينة بعكس المقاييس الأخرى مثل: R_C^2, R_N^2, R_M^2 التي تعتمد على حجم العينة N بالإضافة إلى log likelihood أو 2LL-.

2- أنّ R_L^2 ليست حساسة للنسبة القاعدية base rate أي نسبة الحالات التي تمتلك السمة المطلوبة في العينة (n_1/n). فالبراهين تشير إلى أن R_C^2, R_N^2, R_M^2 كلها لها خاصية غير مناسبة وهي أنها تزداد كلما زادت النسبة القاعدية $(n_{y=1}/n)$ من صفر إلى 0.5

3- أنّه وبعكس النسخ غير المعدّلة من R_C^2, R_w^2 ، فإنّ قيم R_L^2 تتراوح ما بين الصفر والواحد الصحيح، بحيث يشير الصفر إلى عدم القدرة أو الفائدة التنبؤية للمتغيرات المستقلة والواحد الصحيح إلى التنبؤ التام بالمتغيّرات التابعة.

4- أنّ R_L^2 تعمل في جميع أنواع الانحدار اللوجستي وليس فقط الثنائي.

أمّا Lea(1997) فإنّه يرى بأنّ جميع الإحصاءات المتوفرة في تحليل الانحدار اللوجستي لا ترتقي إلى مستوى إحصاءة R^2_{adj} الموجودة في تحليل الانحدار الخطي، وأنّ دار لينغتون Darlington قد أوصى في عام 1990م بالإحصاءة التالية كمقياس لجودة المطابقة:

$$LRFC_1 = \frac{e^{(LL_{model} - LL_0)/N} - 1}{e^{(-LL_0/N)} - 1} \qquad (49)$$

حيث e تشير إلى الدالة الأسية (معكوس الدالة اللوغاريتمية).

N هي حجم العينة.

و LL_{model}, LL_0 هما لوغاريتم دالة الترجيح log likelihood للبيانات وفقاً للنموذج ووفقاً للفرضية الصفرية على التوالي.

ويرى لي (1997) Lea أنّ إحصاءة دار لينغتون Darlington's Statistic مفيدة نظراً لأنّها تأخذ القيم ما بين الصفر والواحد الصحيح (أي من صفر ٪ إلى 100٪)، ممّا يجعل معناها وتفسيرها مشابهاً جداً لقيم R^2_{adj} في الانحدار الخطي. ويضيف لي بأنه لسوء الحظ، فإن البرنامج SPSS لا يعطي هذه الإحصاءة، ولكنه يعطي الإحصاءة -2LL، ولذا فإنه بالقليل من الجهد يمكن إدخال تلك القيم في معادلة إحصاءة $LRFC_1$ المذكورة (P.7).

(ج) اختبار هوزمر- ليمشو لجودة المطابقة

يعتمد اختبار هوزمر- ليمشو لجودة المطابقة Hosmer-Lemshow Goodness-Of-Fit Test على تجميع حالات العينة بناء على قيم الاحتمالات المتوقعة. وقد اقترح هوزمر وليمشو استخدام إحدى استراتيجيتين للتجميع في

هذا الاختبار هما: 1- تجميع الحالات بناء على المئينيات للاحتمالات المتوقعة. 2- تجميع الحالات بناء على قيم ثابتة للاحتمالات المتوقعة (Hosmer-Lemshow,200,p.148).

وفقاً للطريقة الأولى، يتم توزيع الحالات n بعد ترتيبها تصاعدياً حسب القيم المتوقعة للاحتمالات على عشرة مجموعات (g=10)، بحيث يكون عدد الحالات في كل مجموعة $n/10$ ، وبحيث توضع في المجموعة الأولى الحالات ذات أقل قيمة للاحتمالات المتوقعة ($n'_1 = n/10$)، وتوضع في المجموعة الأخيرة الحالات ذات القيم الأعلى للاحتمالات المتوقعة $n'_{10} = n/10$ ، وهكذا بقية المجموعات بالترتيب. أما في الطريقة الثانية، فيتم وضع كل الحالات التي لها قيم متوقعة للاحتمالات تساوي 0.1 أو أقل في المجموعة الأولى، في حين أنّه يتم وضع الحالات التي لها قيم احتمالات متوقعة أكبر من 0.9 في المجموعة العاشرة وهكذا بالنسبة لبقية المجموعات.

وأياً كانت طريقة تجميع الحالات، فإنّه يتم جمع القيم المشاهدة والمتوقعة للحالات وفقاً لقيمتي y ($y=1$ و $y=0$) وذلك في كل فئة من مجموعات التصنيف. بعد ذلك يتم حساب إحصاءة هوزمر – ليمشو لجودة المطابقة والتي يرمز لها بالرمز $\hat{C}$ بحيث يتم حسابها وفقاً لحساب إحصاءة مربع كاي لبيرسون من الجدول $g \times 2$ للتكرارات المشاهدة والمتوقعة كما وردت في المعادلة (9) ص18 (Hosmer-Lemshow,2000,p.148) :

$$\hat{C} = \sum_{k=1}^{g} \frac{\left(O_k - n'_k \overline{P}_k\right)^2}{n'_k \overline{P}_k (1 - \overline{P}_k)}$$

حيث: n'_k هي العدد الكلي للحالات في المجموعة k.

$O_k = \sum_{i=1}^{n'_k} y_i$ ، أي أن O_k هي عدد الاستجابات y=1.

$\overline{P}_k = \sum_{i=1}^{n'_k} \frac{P_i}{n'_k}$ ، وهي متوسط الاحتمالات المتوقعة للمجموعة k.

ويلاحظ أن الإحصاءة $\hat{C}$ تتبع توزيع مربع كاي بدرجات حرية تساوي $(g-2)$ (Hosmer-Lemshow,2000,p.149).

وقد أظهرت العديد من الأبحاث بواسطة هوزمر وليمشو وكلار بأن طريقة التجميع على أساس المئينيات للاحتمالات المقدّرة هي الطريقة المفضّلة مقارنة بالطريقة المعتمدة على نقاط قطع ثابتة للمجموعات من حيث ملاءمة الإحصاءة $\hat{C}$ لتوزيع $\chi^2(g-2)$ خاصة عندما تكون العديد من الاحتمالات المتوقعة صغيرة (أقل من 0.2). وكما يقول هوزمر وليمشو بأنّه مالم يتم توضيح غير ذلك، فإنّ قيمة الإحصاءة $\hat{C}$ المحسوبة من تجميع المئينيات هي الطريقة المعتمدة، وبحيث إذا كانت قيمة الإحصاءة $\hat{C}$ بدرجة حرية $g-2$ عند مستوى دلالة محسوبة P أعلى من 0.05 فإن ذلك يعني أنّ النموذج مطابق للبيانات المشاهدة (Hosmer-Lemshow,2000,pp.149-150) .

هناك افتراض مهم في اختبار هوزمر- ليمشو لجودة المطابقة باعتباره أحد تطبيقات اختبار مربع كاي وهو أن تكون التكرارات المتوقعة في جميع الخلايا العشرين من خلايا جدول التحليل أكثر من خمسة تكرارات. ومع ذلك فإن هوزمر وليمشو يريان أن المعيار يجب أن يكون أكثر تسامحاً

في هذا النوع من الجداول التي تتضمن حوالي 20 خلية، وأنّها لا توجد مشكلة إذا كانت بعض الخلايا تتضمن أقل من خمس حالات . (Hosmer-Lemshow,2000,p.151)

ويرى هوزمر وليمشو بأن إيجابية إحصاءة $\hat{C}$ لجودة المطابقة هي أنها تعطي قيمة واحدة بسيطة وقابلة للتفسير والتي يمكن استخدامها لتقويم جودة المطابقة، كما أنّ جدول التحليل عند فحص التكرارات المشاهدة والمتوقعة في الفئات المختلفة، قد يشير إلى بعض المناطق أو الفئات التي لا يعمل فيها النموذج بشكل مرضي مقارنة ببقية الفئات الأخرى. أما السلبية الوحيدة فهي أن عملية تجميع الحالات في مجموعات تصنيفية تجعلنا نفقد بعض الانحرافات عن المطابقة والعائدة إلى بعض الحالات الفردية (Hosmer-Lemshow,2000,p.151).

(د) جداول التصنيف Classification Tables

يرى كل من Yarnold, Hart & Soltysik (1994) وLea (1997) وNichols, Orehovec & Ingold(1998) أن استخدام جداول التصنيف يعتبر إحدى طرق فحص جودة مطابقة النموذج للبيانات. وتعتمد هذه الطريقة على إنشاء جدول يوضح عدد الحالات التي تمتلك الصفة المرغوب فيها أو الحالات التي لا تمتلك الصفة المرغوب فيها والتي تم تصنيفها بطريقة صحيحة أو بطريقة خاطئة (Soderstorm & Leitner,1997) . وتتطلّب الطريقة الحصول على متغير تابع مشتق من النموذج من خلال تحديد نقطة قطع C، ثمّ مقارنة الاحتمالات المتوقعة بتلك النقطة بحيث إذا تجاوزت

الاحتمالات المتوقعة نقطة القطع C أعطيت تلك الحالة تصنيفاً متوقعاً يساوي واحداً، وماعدا ذلك فإن الحالة يعطى لها تصنيفٌ متوقعٌ يساوي الصفر، علماً بأنّه غالباً ما تكون نقطة القطع C تساوي 0.5 (Fraas & Newman,2003). وتعتمد فكرة استخدام هذا التحليل على أنّ النموذج إذا قام بتوقّع تصنيف الحالات بشكل صحيح اعتماداً على معيار ما، فإن ذلك يعطي برهاناً بأن النموذج يطابق البيانات المشاهدة (Ferrer & Wang,1999).

أمّا شكل جدول التصنيف كما ورد في الجدول (1) ص19 فهو على النحو التالي:

التصنيف		المتوقع: الموجب	المتوقع: السالب	المجموع
المشاهد	الموجب P	الموجب الصحيح TP	السالب الخاطئ FN	P
المشاهد	السالب N	الموجب الخاطئ FP	السالب الصحيح TN	P'
المجموع		Q	Q'	1

يستخدم تحليل جداول التصنيف عدّة إحصاءات (المعادلات 10 و 11 و 12 ص20) كما يراها كل من (Cizek & Fitzgeral,1999; Fraas & Newman,2003):

(1)الحساسية Sensitivity ويرمز لها بالرمز SE ، وتعرّف بأنها قيمة الاحتمال بأن يكون التصنيف المتوقع موجباً للحالة التي تكون فعلاً موجبة، وتحسب حسب المعادلة:

$$SE = \frac{TP}{(TP + FN)} = \frac{TP}{P}$$

(2) الدقة Specifity: ويرمز له بالرمز SP ، وتعرّف بأنها قيمة احتمال أن يكون التصنيف المتوقع سالباً للحالة التي تكون فعلاً سالبة، وتعطى حسب المعالة:

$$SP = \frac{TN}{(FP + TN)} = \frac{TN}{P'}$$

(3) نسبة التصنيف الصحيح (Hit Ratio): وتعرّف بأنّها قيمة احتمال التصنيف الصحيح. كما أنّها تعرف أيضاً بنسبة الكفاءة. وإذا كانت الكفاءة Efficincy والتي يرمز لها بالرمز EF وتعرّف بأنّها:

$$\mathrm{EF} = \mathrm{TP} + \mathrm{TN}$$

فإنّ نسبة التصنيف الصحيح أو ما يعرف بنسبة الكفاءة تساوي:

$$HitRatio = \frac{EF}{Total} = \frac{(TP + TN)}{(P + P')} = \frac{(TP + TN)}{(Q + Q')}$$

علماً بأنّ جميع هذه المقاييس تتطلب قاعدة للتقرير واتخاذ القرار (أو ما يسمى بـ threshold) لتصنيف نتائج الاختبار إمّا موجباً أو سالباً (Ferrer & Wang,1999;Obuchowski,2005).

لكن كما يقول Hosmer & Lemshow(2000,p.156) بأنّه لسوء الحظ فإنّ هذا الوضع وهو استخدام هذا التحليل كبرهان على مطابقة النموذج للبيانات قد لا يعمل دائماً، حيث من السهل تصميم وضعية يكون فيها تحليل الانحدار اللوجستي صحيحاً ويطابق البيانات المشاهدة، ومع ذلك يعطي تحليل جداول التصنيف نتائج سيئة وضعيفة، إنّ سبب ذلك يعود إلى أن صحة التصنيف تعتمد على التوزيع الأصلي للمتغير التابع وحساسية التحليل لنسب أحجام مجموعتي العينة، حيث دائماً ما يفضل التحليل تصنيف الحالات لصالح المجموعة الأكبر حجماً وهي حقيقة مستقلة عن جودة مطابقة النموذج، بمعنى أنّ دقة التصنيف أو عدمها لا يعكسان المعيار المفترض لجودة المطابقة، وهو اقتراب أو بعد المسافات بين القيم المشاهدة والمتوقعة للنموذج، كما يلاحظ أنه إذا كانت هناك حالات كثيرة لها احتمالات تقترب من نقطة القطع فإن من المتوقع أن يكون مقدار سوء التصنيف misclassification كبيراً (Nichols, Orehovec & Ingold,1998; Soderstorm & Leitner,1997).

كما أنّ Poston(2004) يرى أنّ الباحث لا يمكنه أن يقرّر مقدار الخطأ المقبول ومقدار الخطأ غير المقبول خاصة في حالة الأحداث النادرة Rare Events، وعليه فإنّه يرى أنّ الباحثين المهتمين باختبار النظريات عليهم الاعتماد أكثر على إحصاءات جودة المطابقة والتي سبق مناقشتها مثل إحصاءات: χ^2 و$(D_0\text{-}D_M)$ وR^2 Pseudo وغيرها، أما الباحثون المهتمون بمدى دقة النموذج الإحصائي وقدرته على التنبؤ بـY، فإنّ جداول التصنيف تقدم لهم فحوصات جيدة يمكن الاعتماد عليها.

ويرى Ferrer & Wang (1999) أنّ إحدى مميزات هذه الطريقة أنّها تمكن الباحث من مقارنة نتائج التحليل لأسلوبين إحصائيين مختلفين تماماً كما هو الحال في مقارنة نتائج تحليل الانحدار اللوجستي مع نتائج تحليل الدوال التمييزية، وذلك لأن كلا الأسلوبين يعطيان جدول التصنيف نفسه والذي يمكن من خلالهما إجراء المقارنة.

وإذا كانت الحساسية والدقة لأي تحليل تعتمدان على نقاط القطع، فإنّ على الباحث إذا أراد اختيار نقطة القطع الملائمة لغرض التصنيف أن يختار نقطة القطع التي تعظّم قيمتي الحساسية والدقة معاً (Fan & Wang,1998; Yarnold, Hart & Soltysik,1994). هذا الخيار يمكن أن يتم من خلال الرسم البياني بحيث تكون نقطة القطع الملائمة هي النقطة التي يتقاطع عندها منحنيا الحساسية والدقة في الرسم.

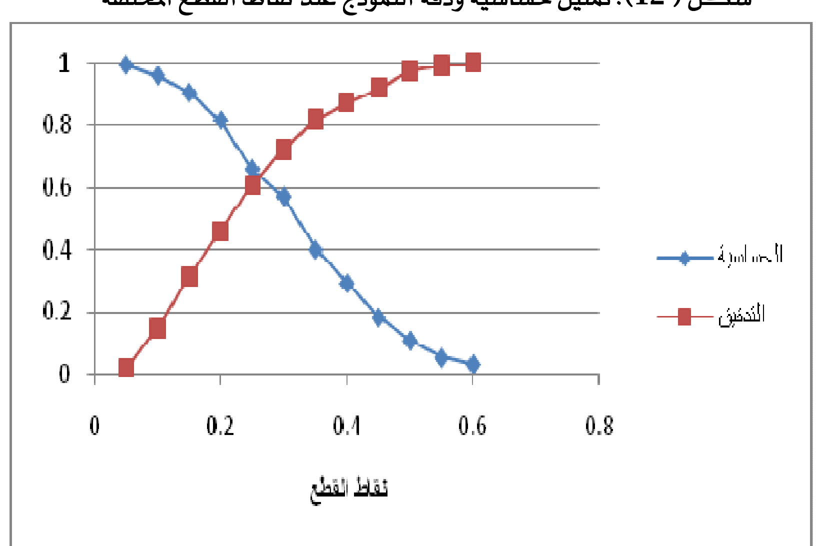
لننظر على سبيل المثال في البيانات التالية (Hosmer & Lemshow,2000,p.161):

جدول (12): ملخص حساسية ودقة التصنيف

نقطة القطع	الحساسية٪	الدقة٪	(1- الدقة)٪
0.05	99.32	2.57	97.43
0.10	95.92	15.19	84.81
0.15	90.48	31.78	68.22
0.20	81.63	46.26	53.74
0.25	65.99	61.21	38.79
0.30	57.14	72.20	27.80
0.35	40.14	82.01	17.99
0.40	29.25	87.38	12.62
0.45	18.37	92.06	7.94
0.50	10.88	97.43	2.57
0.55	5.44	99.30	0.70
0.60	3.40	100.00	0.00

فإذا تمّ تمثيل الحساسية والدقة عند الدرجات المختلفة من نقاط القطع فستظهر للباحث أفضل نقطة قطع ممكنة، وهي نقطة تقاطع المنحنيين كما في الشكل التالي:

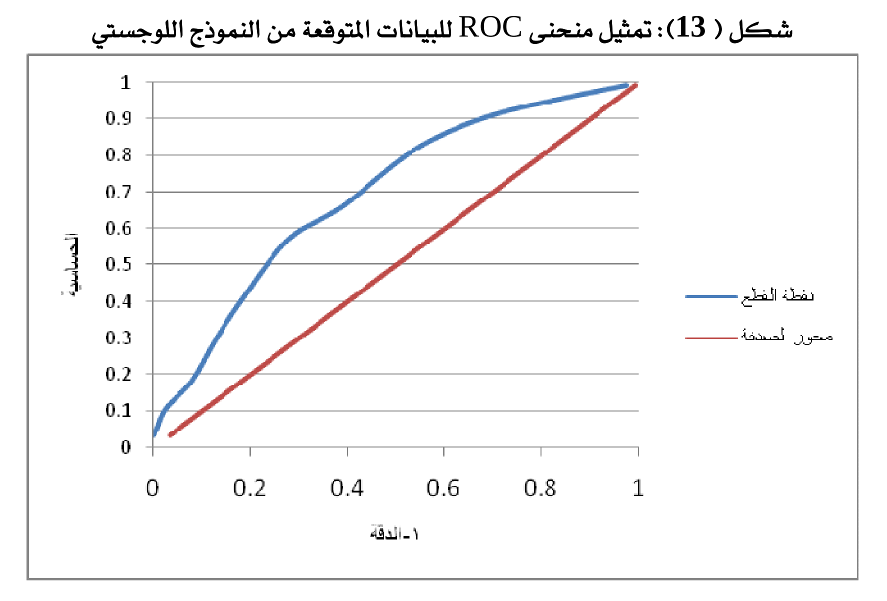
شكل (12): تمثيل حساسية ودقّة النموذج عند نقاط القطع المختلفة



(هـ) تحليل المنحنى ROC

إنّ تمثيل الحساسية في مقابل (1- الدقة) لجميع نقاط القطع يعطي منحنى في غاية الأهمية هو منحنى خاصية تشغيل المستقبل Receiver Operation Characteristic والمعروف اختصاراً بمنحنى ROC كما في الشكل التالي (Westin,2005; Jaulent, Colombet, Degoulet & Chatellier,1998):

شكل (13): تمثيل منحنى ROC للبيانات المتوقعة من النموذج اللوجستي



لقد بدأ استخدام منحنى ROC خلال الحرب العالمية الثانية اعتماداً على نظرية التقاط الإشارات، والتي توضح كيفية التقاط المشغّل المستقبل لإشارات الرادار عند وجود التشويشات، وهي ترسم احتمال التعرف على الإشارة الصحيحة (sensitivity) والإشارة الخاطئة (1-specicity) على المدى الكلي لنقاط القطع الممكنة(Fawcett,2006; webb & Ting,2004).

ويبدأ منحنى ROC بالإحداثي (0,0) المقابل لنقطة القطع threshold المتخفظة جداً والتي تذهب إلى أن كل الحالات سالبة، أما الطرف الآخر من المنحنى فإن الإحداثي (1,1) يقابل نقطة القطع للقراربأن جميع الحالات موجبة. أمّا الخط الذي يصل بين (0,0) و (1,1) فيسمى بقطر الصدفة Chance Diagonal، وهو يمثل منحنى ROC لاختبار التصنيف الذي ليس له قدرة على التمييز بين الحالات الموجبة التصنيف أو السالبة. وكن عندما يكون المنحنى واقعاً أعلى من قطر الصدفة فإن هذا يعني أن النموذج له قدرة تصنيفية وتمييزية للحالات،وكلما كان المنحنى أبعد من قطر الصدفة

نحـــو الـــركن الأيســـر العلـــوي كـــان النمـــوذج لـــه قـــدرة تمييزيـــة أعلى(Obuchowski,2005).

وتعطـي المسـاحة تحـت منحنـى ROC والـتي تـتراوح مـا بـين الصـفر والواحد الصحيح مقياساً لمدى قدرة النموذج للتمييز بين الحالات التي تمتلك السمة موضع الفحص والحالات التي لا تمتلك تلك السمة، وهـي تعتبر مـن أفضـل مقـاييس دقـة التصـنيف (Hosmer & Lemshow,2000,p.160; Bradley,1997). وتكون المساحة تحت قطر الصدفة تساوي 0.5. وكلما زادت القـدرة التمييزيـة للنمـوذج وابتعـد المنحنـى عـن قطـر الصـدفة باتجـاه الـركن الأيسـر العلـوي زادت المسـاحة تحـت منحنـى ROC حتـى تصـل إلى القيمة واحد صحيح والتي تعني التمييز التام للحالات. طبعاً في الواقع وكما يـرى Meshbane & Morris(1996) فـإنّ مـن غـير المعتـاد مشـاهدة مسـاحة تحت منحنى ROC أكبر من 0.9، لأنه لو كان هناك فصل كامل لكان من المستحيل تقدير معاملات نموذج الانحدار اللوجستي. وهـذا لا يمنـع ظهور مسـاحات تحـت منحنـى ROC أقـل مـن 0.5 والـتي تفسّـر عنـدها علـى أنّ النموذج له قدرة تنبؤية أسوأ من الصدفة (Obuchowski,2005).

ويرى هـوزمر وليمشـو أنّ قـيم المسـاحة تحـت منحنـى ROC يمكـن أن تفسر على النحو التالي(Hosmer & Lemshow,2000,p.162):

$ROC = 0.5$ النموذج ليس له قدرة تمييزية تختلف عن الصدفة.

$0.7 \le ROC \le 0.8$ قدرة تمييزية مقبولة.

$0.8 \le ROC \le 0.9$ قدرة تمييزية ممتازة.

قدرة تمييزية خارقة.　　　　$0.9 \le ROC$

ويرى هوزمر وليمشو بأنّ هناك طريقة أخرى لفهم معنى المساحة تحت منحنى ROC:

فإذا رمزنا لعدد الحالات التي فيها y=1 بالرمز n_1

ورمزنا لعدد الحالات التي فيها y=0 بالرمز n_0

وإذا عملنا مصفوفة من $n_1 \times n_0$ بحيث يكون لكل حالة تكون فيها y=1 حالة مقابلة تكون فيها y=0، وقمنا بحساب نسبة الأزواج التي تكون فيها الحالة y=1 لها الاحتمال الأعلى من بين عنصري الزوج الواحد. فإن النسبة المحسوبة ستساوي المساحة تحت منحنى ROC (Hosmer & Lemshow,2000,p.163).

ثانياً- فحص الدلالة الإحصائية لكل متغير مستقل على حدة

عادة ما تستخدم إحصاءة والد Wald Statistics لاختبار الدلالة الإحصائية لكل معامل من معاملات الانحدار اللوجستي (Lea,1997;Garson,2006). ويقوم اختبار والد Wald test باختبار الفرضية الصفرية القائلة بأن معامل الانحدار اللوجستي المرتبط بالمتغير المستقل X يساوي صفراً (Cizek & Fitzgerald, 1999)

$$H_0 : b = 0$$

ويتم حساب إحصاءة والد كما وردت في المعادلة (6) ص16 كالتالي:

$$W^2 = \left(\frac{\hat{b}}{S.E_{\hat{b}}} \right)^2$$

حيث: b هي قيمة معامل الانحدار اللوجستي للمتغير X.

S.E. هي قيمة الخطأ المعياري لمعامل الانحدار اللوجستي للمتغير X.

وحيث تتبع الإحصاءة والد W^2 توزيع χ^2

(Sahai & Ward, w.d; Poston,2004).

أمّا إذا تم احتساب قيمة إحصاءة والد Wald W بدلاً من W^2 فإنّ المعادلة ستحسب وفقاً للمعادلة (7) ص16 التالية:

$$W = \left(\frac{\hat{b}}{S.E_{\hat{b}}} \right)$$

حيث تتبع الإحصاءة Wald W توزيع Z (Hosmer & Lemshow,2000,p.16).

إذا كانت إحصاءة والد Wald ذات دلالة إحصائية، فإن ذلك يعني رفض الفرضية الصفرية القائلة بأن قيمة معامل الانحدار تساوي صفراً، أي أن معامل الانحدار لذلك المتغير المستقل X سوف تكون مختلفة عن الصفر، وبذلك فإن ذلك المتغير المستقل X سيكون له تأثير في التنبؤ بقيمة المتغير التابع Y. أما إذا كانت إحصاءة والد غير دالة إحصائياً، فإن ذلك يعني أن معامل الانحدار لذلك المتغير المستقل X يساوي صفراً، أي أن ذلك المتغير المستقل ليس له تأثير في التنبؤ بقيمة Y، مما يعني إمكانية حذفه من النموذج لأن ليس له أي دلالة إحصائية (Menard, 2002).

ولقد نبه Menard (2002) إلى أنّه نظراً لما تعانيه معاملات اللوجت عالية القيمة من تضخم في خطئها المعياري، فإنّ ذلك يقود عند احتساب

قيمة إحصاءة والد إلى ارتكاب الخطأ من النوع الثاني وهو الاعتقاد بأن المتغير المستقل ليس له دلالة إحصائية في حين أنّه يكون في الواقع له دلالة وتأثير، وهذا ماجعل العديد من الإحصائيين يعتقدون بأنّ اختبار والد عادة ما يعجز عن رفض الفرضية الصفرية.

وكما يرى Lea (1997) و(2002) Menard فإن هذا العيب في إحصاءة اختبار والد Wald test ، جعل الكثير من الإحصائيين يفضلون استخدام اختبار نسبة الأرجحية G ، علماً بأنّ كلتا الإحصاءتين تعتمد على حساب تقدير المرجح الأعظم للمعلمة β .

يرى هوزمر وليمشو بأنّ الاختبار الإحصائي الذي لا يتطلب الاعتماد على نسبة المرجح الأعظم للمعالم هو اختبار الدرجة Score Test ، وأنّ لها ميّزة مهمة أخرى وهي عدم تطلبها للكثير من الحسابات، إلاّ أنّ العديد من البرامج الإحصائية لا تعطي في مخرجاتها هذه الإحصاءة، ويتم حساب إحصاءة اختبارالدرجة التي تتبع التوزيع Z وفقاً للمعادلة (Hosmer & Lemshow,2000,pp.16-17):

$$ST = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i (y_i - \bar{y})}{\sqrt{\bar{y}(1-\bar{y})\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}} \qquad (50)$$

وخلاصة ما سبق أنّ طرق اختبار دلالة معاملات المتغيرات في الانحدار اللوجستي هي مشابهة للطريقة المستخدمة في الانحدار الخطي، وأنّ الفرق

الوحيد هو استخدام دالة الترجيح مع المتغيرات التابعة ثنائية القيمة بدلاً من المربعات الدنيا.

إحصاءة R^2 الجزئية (Partial R^2)

لقد سبقت الإشارة إلى أن إحصاءة والد Wald Statistic يمكن استخدامها لاختبار مدى المساهمة الدالة إحصائياً لكل متغير مستقل في التنبؤ بالمتغير التابع. كما سبقت الإشارة إلى أن هذه الإحصاءة تعاني من التحيز عندما تكون قيم المعاملات كبيرة، الأمر الذي يقلل من دقتها وسلامة استخدامها في مثل تلك الأوضاع، وذلك لأن تلك التأثيرات الكبيرة تقود أحياناً إلى أخطاء معيارية كبيرة، ومن ثم إلى قيم صغيرة لـ Wald χ^2 .(Garson,2006)

إن إحصاءة R^2 الجزئية تعتبر الطريقة البديلة والأفضل لتقويم المساهمة والأهمية النسبية للمتغيرات المستقلة في نماذج الانحدار اللوجستي (Garson,2006). وإذا كان هناك اختبار F الجزئية في تحليل الانحدار الخطي، فإن الأسلوب المناظر له في تحليل الانحدار اللوجستي هو مقارنة النماذج المقيّدة constrained والتي تتضمن متغيرات مستقلة معينة بالنماذج غير المقيّدة unconstrained والتي لا تتضمن تلك المتغيرات المستقلة وذلك باستخدام إحصاءة χ^2 المناظرة لـ F الجزئية (Poston,2004). إن الفرق في الفروق Deviances بين النماذج المقيّدة والنماذج غير المقيّدة يتبع توزيع χ^2 وبدرجة حرية تساوي عدد القيود (أي الفرق في عدد المتغيرات المستقلة بين النموذجين).

$$L^2 = D_{constrained} - D_{unconstrained} \quad (51)$$

فإذا كانت قيمة χ^2 دالة إحصائياً، فهذا يعني أنّ المتغيّر أو المتغيّرات المستقلة المدخلة في النموذج المقيّد لها دلالة إحصائية، أما إذا كانت الإحصاءة غير دالة إحصائياً فهذا يعني أن ذلك المتغير أو المتغيرات المستقلة التي ضمنت في النموذج المقيّد ليس لها تأثيرات ذات دلالة إحصائية، ولذا فإن النموذج غير المقيّد هو الأفضل في هذا الوضع (Wolfe,2002;Newsom,2003;Poston,2004,p.3).

تأثيرات التفاعل في الانحدار اللوجستي

يرى Jaccard(2001,p.13) بأنّ هناك عدّة طرق للنظر في معنى التفاعل وشرح معناه، وأنّ الطريقة الأكثر شيوعاً هي التي تستخدم مفهوم المتغيّرات التابعة Dependent والمستقلة Independent والوسيطة Moderator. فالمتغيّر التابع هو الذي يتأثر بالمتغيّر المستقل ويتحدّد من خلاله، أمّا المتغيّر المستقل فهو المتغيّر الذي يقف خلف التغيّر الذي يحدث في المتغيّر التابع.

يقال إنّ هناك تأثيراً للتفاعل عندما يكون أثر المتغيّر المستقل على المتغيّر التابع يختلف اعتماداً على متغيّر ثالث يسمى بالمتغيّر الوسيط. فعلى سبيل المثال، قد يكون أثر عدد سنوات التعليم في معدّل التصويت لمشروع ما يختلف باختلاف الجنس. هذا يعني أنّ أثر المتغيّر المستقل الذي هو عدد سنوات التعليم على المتغيّر التابع والذي هو معدّل التصويت للمشروع قد يختلف باختلاف جنس المصوّت والذي يعتبر متغيّراً وسيطاً في هذا المثال.

ويلاحظ أنّ تحديد المتغيّر الوسيط في تحليل التفاعل يعتمد على الأدبيات النظرية المتوفرة حول الموضوع، بحيث يقوم الباحث استناداً إلى ما توفر لديه من أدبيات بتحديد المتغيّر المستقل ويحدّد المتغيّر الوسيط الذي يرغب في فحص أثره على تأثير المتغيّر المستقل في المتغيّر التابع. وكما يرى Jaccard(2001,p.13) فإنّ المتغيّر الوسيط في تحليل ما قد يكون هو المتغيّر المستقل في تحليل آخر والعكس بالعكس. ويلاحظ أنّ فحص وجود أوعدم وجود تأثير تفاعلي مع أنّه لن يتغيّر في الحالتين، إلاّ أنّ النظر في التحليل ونتائجه وتفسيره يعكس اختلاف نظر الباحثين لنفس الظاهرة. ولذا فإنّ تعيين أحد المتغيرات كمتغيّر مستقل والآخر كمتغيّر وسيط يكون أحياناً عشوائياً، وهذه إحدى نقاط ضعف هذا التوجه في تفسير التأثيرات التفاعلية.

ويرى Jaccard(2001) أنّ الطريقة الشائعة في نمذجة تأثيرات التفاعل في الانحدار اللوجستي هي استخدام حد الضرب Multiplicative Term ، بمعنى أنه إذا كان النموذج التالي يتضمن متغيّرين حسب المعادلة:

$$\log it(P) = \alpha + \beta_1 X + \beta_2 Z$$

وإذا اعتبرنا المتغيّر Z هو الوسيط، وأردنا أن نفحص ما إذا كان أثر المتغيّر X على المتغيّر التابع يختلف باختلاف قيمة Z ، فإنّ إحدى طرق التعبير عن ذلك هو نمذجة المعامل β_1 والذي يعكس أثر المتغيّر X على المتغيّر التابع بدالة خطية لـ Z حسب المعادلة:

$$\beta_1 = \alpha' + \beta_3 Z \qquad (52)$$

بمعنى أنّ لكل وحدة واحدة من التغيّر في Z ، فإنّ قيمة المعامل β_1 يتوقع أن تتغيّر بمقدار β_3 من الوحدات.

وإذا قمنا بتعويض قيمة β_1 في المعادلة (52)، فإنّنا نحصل على:

$$\log it(P) = \alpha + (\alpha' + \beta_3 Z)X + \beta_2 Z$$

وهذا يعطي:

$$\log it(P) = \alpha + \alpha' X + \beta_3 XZ + \beta_2 Z$$

وبعد تغيير رموز المعادلات، وإعادة ترتيب الحدود نحصل على:

$$\log it(P) = \alpha + \beta_1 X + \beta_2 Z + \beta_3 XZ \qquad (53)$$

ويلاحظ ممّا سبق أنّ تأثير المتغيّر المستقل X على المتغيّر التابع هو دالة خطية للمتغيّر الوسيط Z (Jaccard,2001,p.15). كما يلاحظ أنّ معامل المتغيّر المستقل X عند وجود حد التفاعل لم يعد نفسه المعامل الذي كان موجوداً في النموذج الأصلي قبل إدخال حد التفاعل، بمعنى أنّ المعامل β_1 للمتغيّر المستقل X عند وجود حد التفاعل في النموذج لا يعكس أبداً التأثير الرئيسي Main Effect للمتغيّر المستقل X على المتغيّر التابع كما كان عليه الأمر قبل إدخال حد التفاعل (Jaccard,2001,p.15).

وعادة ما يستخدم تحليل التفاعل في الانحدار اللوجستي ما يسمى بالنماذج جيّدة التشكّل هرمياً Hierarchically Well-Formulated (HWF) . فعلى سبيل المثال، إذا كان الاهتمام بالتفاعل ثنائي الاتجاه بين X و Z فإنّ النموذج HWF سوف يتضمن X و Z و XZ كمتغيّرات تنبؤيّة. وإذا

كان الاهتمام بالتفاعل ثلاثي الاتجاه بين المتغيّرات Q و X و Z فإنّ نموذج HWF سوف يتضمن المتغيرات Q و X و Z و QX و QZ و XZ و QXZ كمتغيرات تنبؤيّة وهكذا. ويتم فحص وجود التأثير التفاعلي من عدمه من خلال فحص الفرق بين قيمتي مربع كاي للنموذج الذي يتضمن حد التفاعل والذي لا يتضمنه. فإذا كان الفرق بين إحصاءتي مربع كاي للنموذجين له دلالة إحصائية، دلّ ذلك على وجود أثر لحد التفاعل في النموذج.

ويلاحظ ممّا سبق أن طريقة اختبار الدلالة الإحصائية لتأثير التفاعل تشبه ما هو معمول به في تحليل الانحدار الخطي وأنّ الفرق يتمثّل في استخدام إحصاءة مربع كاي التي تعتمد على نسبة الانخفاض في دالة الترجيح في حين أنّه في الانحدار الخطي يتم استخدام إحصاءة F والتي تعكس نسبة الانخفاض في مجموع مربعات انحراف البواقي (Jaccard,2001,p.16). كما يمكن الاعتماد على إحصاءة والد Wald Test والتي تختبر الدلالة الإحصائية للمتغيّرات كلاً على حدة. فإذا كانت إحصاءة والد لحد التفاعل ذات دلالة إحصائية دلّ ذلك على وجود تأثير تفاعلي للمتغيّر الوسيط على المتغيّر المستقل موضع الفحص.

ويرى Jaccard(2001,p.16) بأنّه ليس من المستغرب أن يقوم بعض الباحثين بنمذجة بيانات المتغيّر X مع المتغيّر التابع Y من خلال نماذج منفصلة حسب مستويات المتغيّر Z وذلك من أجل الكشف عن التأثيرات التفاعلية، بحيث إذا كان معامل المتغيّر X في أحد النماذج دالاً إحصائياً وليس دالاً في نموذج آخر فإنّ ذلك يدل على أنّ المتغيّر X أكثر أهمية لإحدى

المجموعات مقارنة بالأخرى، أي أنّ هناك تأثيرات تفاعلية بين المتغيّر X والمتغيّر Z.

ولكنّ جاكارد يرى بأنّ هذه الطريقة قد تمّ تجاوزها، والسبب في ذلك أنّ الباحث في هذه الطريقة لايمتلك أي اختبار معتمد لاختبار الفرق بين معاملي الانحدار اللوجستي في المجموعات المختلفة للمتغيّر Z. فعلى سبيل المثال، إذا كان مستوى الدلالة الإحصائية لأحد المعاملات يساوي 0.051 ومستوى الدلالة للمعامل الآخر يساوي 0.049، فإنّه على الرغم من وجود فروق في الدلالة الإحصائية بين المعاملين إلاّ أنّ تلك الفروق ضئيلة جداً وتافهة. ولذا يرى جاكارد بأنّ التحليل المعتمد للتفاعل من خلال استخدام الحدود الضربية في نموذج انحدار لوجستي واحد هو التحليل المعتمد والمفضّل، لأنّه يقدّم أسلوباً لاختبار الفروق بين المعاملات اللوجستية باختبار إحصائي معتمد (Jaccard,2001,p.17).

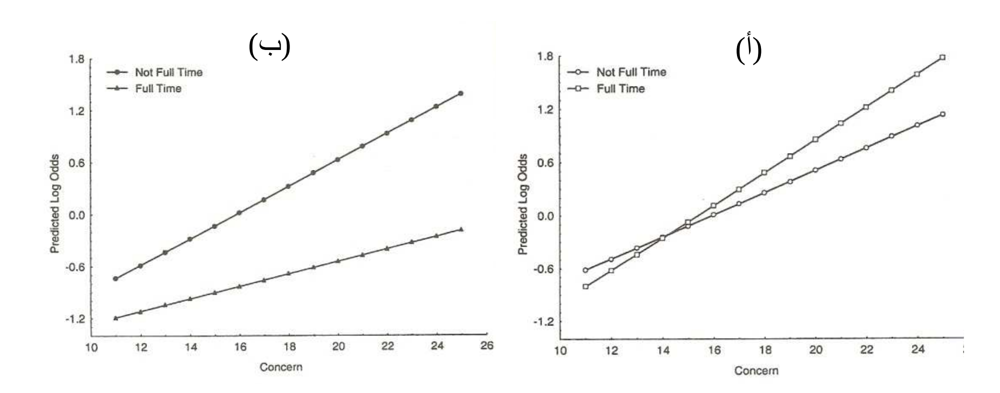
تفسير أثر التفاعل

يلاحظ أنّ المتغيّر المستقل إذا كان جزءاً من حد التفاعل فإنّ قيمة معامله في النموذج لن تمثّل التأثير الرئيسي Main Effect لذلك المتغيّر، وإنّما تمثّل تأثيراً شرطياً Conditional Effect وهو أثر المتغيّر المستقل عندما تكون قيمة المتغيّر الوسيط صفراً. ولذا فإنّ قيمة الدالة الأسية (معكوس اللوغاريتم) لمعامل المتغيّر المستقل X تفسّر على أنّها مقدار عامل الضرب الذي يضرب في معامل الترجيح كلّما زادت قيمة المتغيّر المستقل X بمقدار وحدة واحدة وذلك فقط عندما يأخذ المتغيّر الوسيط القيمة صفراً. وتفسّر

قيمة الدالة الأسية لمعامل حد التفاعل XZ على أنّها مقدار عامل الضرب الذي تتغيّر به معاملات الترجيح لكل زيادة في المتغيّر المستقل X بمقدار وحدة واحدة في المجموعة التي تكون قيمة المتغيّر الوسيط Z فيها تساوي الواحد الصحيح مقسوماً على عامل الضرب المقابل له في المجموعة التي تكون فيها قيمة المتغيّر الوسيط تساوي الصفر (Jaccard,2001,p.33).

ويرى Jaccard(2001) أنّ من المفيد تعزيز النتائج الرقمية لتحليل التفاعلات بين المتغيّرات المستقلة المتصلة والمتغيّرات التصنيفية برسوم بيانية تصوّر لوغاريتمات معاملات الترجيح المتوقعة عبر القيم المختلفة للمتغيّر X، وذلك لكلّ مجموعة من مجموعات المتغيّر الوسيط Z. ومع أنّ الباحث يمكنه رسم معاملات الترجيح المتوقعة أوالاحتمالات المتوقعة بدلاً من لوغاريتمات معاملات الترجيح المتوقعة في مقابل قيم المتغيّر المستقل X، إلاّ أنّ استخدام لوغاريتمات معاملات الترجيح المتوقعة هي المفضلة وذلك لأنّ دوالها خطية حيث يمكن تمييز التفاعل من خلال الخطوط المستقيمة غير المتوازية تماماً مثلما عليه الأمر في تحليل الانحدار الخطي. ومع ذلك، فإنّ هذا النوع من التمثيل يتطلب أن يكون القارئ مدركاً لمفهوم لوغاريتم معامل الترجيح والذي عادة ما يكون غامضاً على بعض القراء بسبب قلة الممارسة والخبرة. والخلاصة هي أنّ الميول غير المتساوية تعتبر دليلاً على وجود التفاعل، وأنّ درجة عدم التوازي بين المستقيمات تعطي تقديراً لمقدار ذلك التفاعل كما في تمثيلي الشكل التالي:

شكل (14): تمثيل التأثيرات التفاعلية في نماذج الانحدار اللوجستي



(Jaccard,2001,p.56)

الموهوبون وطرق التعرّف عليهم

مفهوم الموهبة

يرى آل شارع وآخرون(1421، ص7) أنّه إذا كان الهدف الأساسي من التعرف والكشف عن الأطفال الذين يمتلكون قدرات ومواهب غير عادية هو إعداد برامج تربوية خاصة لا تتوفر في المدارس العادية تستجيب لهذه القدرات غير العادية التي يتمتعون بها، فإن الخطوة الأولى لتحقيق هذا الهدف هي تحديد تعريف لمفهوم الموهبة والموهوبين. ويردف آل شارع وآخرون(1421، ص11) ذلك بقولهم إنّ الباحث في موضوع الكشف عن الموهوبين يواجه بمشكلة التعريفات والمصطلحات المستخدمة في هذا الموضوع حيث لا يوجد اتفاق حقيقي بين الباحثين والمتخصصين على مفهوم الموهبة والموهوبين .

ويذكر جروان(2004) بأنّه من الناحية اللغوية تتفق المعاجم العربية والإنجليزية على أن الموهبة Giftedness تعني قدرة استثنائية أو استعداداً فطرياً غير عادي لدى الفرد. أما من الناحية التربوية أو الاصطلاحية، فيتفق جروان مع ما ذهب إليه آل شارع وزملاؤه بأنّ الأمر يبدو أكثر تشعباً وتعقيداً، حيث لا يوجد هناك تعريف عام متفق عليه بين الباحثين والمربين وغيرهم من ذوي العلاقة(جروان، 2004، ص44). ويضيف جروان بأنّ العادة قد جرت على استخدام ألفاظ مثل موهوب ومتفوق ومبدع ومتميّز وذكي...إلخ بمعنى واحد أو بمعان غير واضحة وغير محدّدة، ثمّ يذكر بأنّه حتى في الإنجليزية هناك العديد من الكلمات التي تستخدم مثل Gifted،

Able ، Creative ، Intelligent ، Superior ، Talented للدلالة على القدرة الاستثنائية في مجال من المجالات التي يقدرها المجتمع، ممّا يزيد من تعقيد مهمة الباحثين والمربين في تحديد مفهوم الموهبة والتفوق من الناحية التربوية.

تعريف الموهبة والتفوق

هناك العديد من التعريفات للموهبة والتفوق وضعها جروان(2004) في تصنيفات عامة على النحو التالي:

1- التعريفات الكمية: وهي التي تعتمد أساساً كمياً بدلالة الذكاء أو التوزيع النسبي للقدرة العقلية حسب منحنى التوزيع الطبيعي والذي يمكن ترجمته إلى مئينيات أو نسب مئوية أو أعداد، وهذا التعريف التقليدي للموهبة والتفوق هو تعريف سيكومتري إجرائي مبني على استخدام محك الذكاء المرتفع كما تقيسه اختبارات الذكاء للتعرف على الأطفال الموهوبين. وإذا اعتمدت نسبة الذكاء كمحك، فإن النقاط الفاصلة المقترحة تختلف بصورة واسعة من منظمة إلى أخرى، وتمتد بين نسب الذكاء من 115- 180 لكن معظم النقاط الفاصلة المستخدمة فعلياً تقع بين 125- 135 (ص45).

2- تعريفات الخصائص السلوكية: والتي تعتمد على القاعدة التي مفادها أن الأطفال الموهوبين يظهرون أنماطاً من السلوك أو السمات التي تميّزهم عن غيرهم، ومن أمثلة التعريفات التي وصفت الموهبة على أساس السمات السلوكية تعريف در Durr حيث يقول: الطفل الموهوب والمتفوق يتصف بنمو لغوي يفوق المعدل العام، ومثابرة في

المهمات العقلية الصعبة، وقدرة على التعميم ورؤية العلاقات، وفضول غير عادي وتنوع كبير في الميول. وتعتبر المقاييس العشر التي طورها رينزولي وزملاؤه من أبرز المقاييس السلوكية المستخدمة في التعرف على الطلبة الموهوبين والمتفوقين في المجالات المختلفة(ص52).

3- التعريفات التربوية: وهي التعريفات التي تتضمن إشارة واضحة للحاجة إلى مشروعات أو برامج تربوية متمايزة بما في ذلك المنهج وأسلوب التدريس لتلبية احتياجات الأطفال الموهوبين في مجالات عديدة، إنّ أشهر التعريفات العالمية والمقبولة تقع ضمن هذه الفئة من التعريفات، التي منها (جروان،2004):

تعريف مكتب التربية الأمريكي: الذي توصلت إليه لجنة متخصصة عام 1971م وتم إقراره من قبل مجلس الشيوخ الأمريكي، وقد تم تعديل هذا التعريف أكثر من مرة، حيث تقدم الصيغة المعدلة منه لعام 1981م التعريف التالي: "الأطفال الموهوبون والمتفوقون هم أولئك الذين يعطون دليلاً على اقتدارهم على الأداء الرفيع في المجالات العقلية والإبداعية والفنية والقيادية والأكاديمية الخاصة ويحتاجون خدمات وأنشطة لا تقدمها المدرسة عادة وذلك من أجل التطوير الكامل لمثل هذه الاستعدادات أو القابليات (ص 55)".

تعريف رينزولي Renzulli: يرى رنزولي وزملاؤه بأنّ الموهبة والتفوق تتكوّن من تفاعل (تقاطع) ثلاث مجموعات من السمات الإنسانية وهي: قدرات عامة فوق المتوسط، مستويات مرتفعة من الالتزام بالمهمات (الدافعية)، ومستويات مرتفعة من القدرات الإبداعية، ولذا عرّف رينزولي الموهوبين والمتفوقين بأنهم الذين يمتلكون أو لديهم القدرة على تطوير التفاعل بين هذه التركيبة من السمات واستخدامها في أي مجال قيم للأداء الإنساني (ص56).

تعريف جلجار Gallagher: وهو من التعريفات التربوية المركبة للموهبة والتفوق حيث يقول: الأطفال الموهوبون والمتفوقون هم أولئك الذين يتم التعرف عليهم من قبل أشخاص مؤهلين، والذين لديهم قدرة على الأداء الرفيع، ويحتاجون إلى برامج تربوية متميزة وخدمات إضافية فوق ما يقدمه البرنامج المدرسي العادي بهدف تمكينهم من تحقيق فائدة لهم وللمجتمع معاً (ص57).

تعريف تاننبوم Tannenbaum: قدم تاننبوم تعريفاً مركباً للموهبة والتفوق يأخذ في الاعتبار العوامل الاجتماعية أو البيئية بالإضافة إلى العوامل النفسية للفرد. وينص تعريفه على أن "الطفل الموهوب والمتفوق هو ذلك الطفل الذي يتوافر لديه الاستعداد أو الإمكانية ليصبح منتجاً للأفكار (في مجالات

الأنشطة كافة) التي من شأنها تدعيم الحياة البشرية أخلاقياً وعقلياً وعاطفياً واجتماعياً ومادياً وجمالياً" (ص59).

تعريف آل شارع وزملائه: حدد آل شارع وزملاؤه (1421) في دراستهم حول برامج الكشف عن الموهوبين ورعايتهم تعريفاً للتلميذ الموهوب بأنه "التلميذ الذي يوجد لديه استعداد أو قدرة غير عادية أو أداء متميز عن بقية أقرانه في مجال أو أكثر من المجالات التي يقدرها المجتمع، وخاصة في مجالات التفوق العقلي والتفكير الابتكاري والتحصيل الأكاديمي والمهارات والقدرات الخاصة، ويحتاج إلى رعاية تعليمية خاصة لا تستطيع المدرسة تقديمها له من منهج الدراسة العادية ص18". وقد اختار الباحث هذا التعريف الاصطلاحي للموهبة وذلك لأنّ وزارة التربية والتعليم تتبنى نفس التعريف.

أهمية الكشف عن الموهوبين

يرى آل شارع وآخرون(1421، ص20- 21) وريم (1423، ص21- 29) بأنّ تقدم المجتمع يعتمد إلى حد كبير على أعمال وإنجازات أعضائه الأكثر قدرة وكفاءة، وأنّ كثيراً من البرامج الجيدة لا تؤدي فقط إلى رفع المستوى الأكاديمي، وإنما تؤدي إلى نظرة وتوجه أفضل نحو الذات والآخرين، وتحسين العلاقات الاجتماعية وتخفيض المشاكل السلوكية، وأنّه إذا أتيحت الفرصة للموهوبين لكي ينجزوا ويحققوا إمكاناتهم واستعداداتهم المتميزة، وإذا لم يشعروا بأنهم شواذ، وإذا لم يجبروا على

إنكار قدراتهم، فإنه سوف يتحسن شعورهم بذاتهم، ووجودهم وقدراتهم للارتباط مع الآخرين.

ويرى آل شارع وآخرون(1421) بأنّ الكثير من الدراسات تشير إلى أن عدداً كبيراً من الموهوبين وخاصة في المرحلة الثانوية ومن أبناء الطبقة الفقيرة يتسرّبون من الدراسة، وأنّ السبب الرئيسي في ذلك يعود إلى الملل والسأم وخيبة الأمل في محتوى ومستوى المناهج الدراسية التي تصمم وتوجه للعاديين الذين يمثلون الأغلبية. ومن النادر أن يجد الموهوبون في المناهج العادية التعليم المناسب الذي يستجيب لقدراتهم وإمكانياتهم ومستوى إنجازهم وأدائهم. والفشل في الاستجابة للحاجات الذهنية يمكن أن يؤثر على الصحة النفسية للفرد (ص22).

ويضيف آل شارع وزملاؤه (1421) أنّ الموهوبين عادة ما يميلون إلى الشعور بالعزلة والوحدة لأنّ لهم احتياجات خاصة تتضمن قدراً كبيراً من التحدي والتعقيد، مما يتطلب الاستجابة لها بشكل خاص، ثمّ يخلص آل شارع وزملاؤه إلى أنّ التلاميذ الذين يحتمل أن تتوافر لديهم المواهب والقدرات في مجالاتها المختلفة لابد من التعرف عليهم والكشف عنهم في وقت مبكر، بهدف حمايتهم ورعايتهم، وتعهد ما يملكونه من المواهب والقدرات من الضياع، وتحقيق مطالب نموهم وحاجاتهم، وإتاحة الفرصة لهم للنمو والتقدم إلى أقصى ما يمكن أن يصلوا إليه، فهم الثروة الحقيقية التي يمتلكها المجتمع نحو التقدم والرقي(ص22).

أساليب و طرق الكشف عن الموهوبين

يرى آل شارع وآخرون(1421،ص) والداهري (2005،ص39) أنّه كما تعددت مفاهيم وتعريفات الموهبة والموهوبين، تعددت كذلك طرق وأساليب التعرف والكشف عنهم. وقد تطورت هذه الطرق والأساليب حسب تطور المفاهيم والتعريفات، وكذلك وفقاً لاحتياجات المجتمع ونظرته إلى الموهوبين، وأهداف وطبيعة البرامج التعليمية لرعايتهم. إنّ أهم الطرق والأساليب المعتمدة في الكشف عن الموهوبين هي:

أولاً: مقاييس التقدير Rating Scales

يرى جروان(2004) أنّ مقاييس التقدير تستخدم بصورة واسعة في عملية الكشف عن الأطفال الموهوبين والمتفوقين، لأنها تقدم معلومات قيمة قد لا يتسنى الحصول عليها عن طريق الاختبارات الموضوعية بأنواعها المختلفة، وأنّ هذه المقاييس قد تستخدم في مرحلة الترشيح أو في مرحلة الاختبارات،وأنّ هناك أشكالاً متنوعة بعضها يعبأ من قبل المعلمين أو المرشدين الذين يعرفون الطفل في المدرسة، وبعضها يعبأ من قبل الأهل أو الرفاق أو الطفل نفسه إذا كان في مرحلة عمرية مناسبة. ويضيف جروان بأنّ من أشهر الأمثلة على هذا النوع مقاييس رينزولي لتقدير السمات السلوكية للطلبة الموهوبين والمتفوقين في مجالات الدافعية والتعلم والإبداع والقيادية والموسيقى والفنون والمسرح والاتصال والتخطيط. ويتكون كل مقياس من مجموعة عبارات أو جمل سلوكية وصفية يتم تقدير درجة توافرها لدى الطالب من قبل المعلمين أو الآباء على مدرج من أربع نقاط وضعت على

شكل: أبداً، أحياناً، كثيراً، دائماً. وتحسب الدرجة الكلية على كل مقياس بجمع النقاط على عبارات المقياس (ص143).

وتتضمّن المجالات التي يغطيها مقياس رينزولي تقدير الخصائص التالية (التويجري ومنصور، 1421، ص100- 101):

1- خصائص التعلّم Learning Characteristics وهي:

(أ) بناء من الثروة اللفظية يتقدّم مستوى السن ومستوى الصف الدراسي.

(ب) نمو عادات القراءة المستقلة، وتفضيل الكتب ذات المستوى المتقدّم.

(ت) الإتقان السريع للمادة المتعلّمة وتذكر للمعلومات المتصلة بالحقائق.

(ث) استخلاص المبادئ العامة والقدرة على القيام بتعميمات صادقة.

2- خصائص الدافعية Motivational Characteristics

(أ) المبادأة الذاتية.

(ب) الإصرار على استكمال الواجبات والأعمال.

(ت) المعاناة من أجل الوصول إلى مستوى أفضل.

(ث) الشعور بالملل عند أداء الأعمال الروتينية.

3- الخصائص الابتكارية creativity Characteristics

(أ) حب الاستطلاع الشديد لعدد متنوع من الأشياء.

(ب) قدرة أكبر من الأصالة في حل المشكلات والاستجابة للأفكار.

(ت) درجة أقل من الاهتمام والمسايرة.

4- الخصائص القيادية Leadership Characteristics

(أ) الثقة بالنفس والنجاح في العلاقات مع جماعات الرفاق.

(ب) الاستعداد لتحمّل المسؤوليات.

(ت) سهولة التكيّف مع المواقف الجديدة.

ويؤكد آل شارع وآخرون(1421، ص26) أهمية تقديرات المعلمين وأنّ هذه الطريقة تعتبر أول الطرق وأبسطها وأكثرها استخداماً في التعرف على التلاميذ الموهوبين، حيث يطلب فيها من المعلمين والمعلمات أن يقوموا بترشيح التلاميذ والتلميذات الذين يجدون أنهم متفوقون على أقرانهم ممن هم معهم في الفصل أو في النشاط المدرسي، أو من يقدر المعلمون أن لديهم الاستعدادات والقدرات التي تدل على إمكانية أن يكون هؤلاء التلاميذ موهوبين وإن كانت هذه القدرات لا تظهر في أدائهم المدرسي.

ويضيف آل شارع وزملاؤه أنّ المنطق الأساسي في استخدام تقديرات المعلمين هو أن المعلمين هم الأكثر التصاقاً بالتلاميذ ومعايشتهم لهم في المدرسة، وهم الأقدر على تقويم أدائهم المدرسي، كما أنهم يستطيعون ملاحظة الجوانب الأخرى من قدرات التلاميذ والتعرف عليها من خلال الملاحظة المنظمة لسلوك التلميذ وتفاعله في النشاطات المدرسية المختلفة. ويذكر آل شارع وزملاؤه أنّ برنامج الكشف عن الموهوبين قد بدأ بتقديرات المعلمين، حيث يذكر الباحثون أن ترشيحات المعلمين كانت هي الطريقة

الوحيدة المستخدمة في الولايات المتحدة الأمريكية خلال العقدين الأولين من القرن العشرين، ولا تزال هذه الطريقة هي الوحيدة المستخدمة في العديد من المناطق الريفية، كما أنه من الناحية التاريخية، وقبل تطوير اختبارات القدرات المقننة في الكشف عن الموهوبين كان المعلمون هم الوسيلة الأساسية في التعرف على الموهوبين والكشف عنهم (ص26). وقد كشف آل كاسي(1424) في دراسته حول سمات الشخصية المميزة للموهوبين أنّ تقديرات المعلمين تلي أساليب الاختبارات الجمعية ونتائج التحصيل الدراسي في الاعتماد عليها في عملية الكشف عن الموهوبين. ويرى التويجري ومنصور (1421) بأنّ عيب هذه الطريقة تكمن في عجز كثير من المعلمين عن التعرّف على الأطفال غير القادرين على التحصيل أو الأطفال المصابين باضطرابات انفعالية (ص102).

ثانياً: التحصيل الدراسي

يعبّر التحصيل الدراسي عن المستوى العقلي الوظيفي للفرد، كما يعد التحصيل في الماضي والحاضر من بين أكثر الوسائل صدقاً في التنبؤ بالتحصيل في المستقبل، لكن يؤخذ على التحصيل الدراسي الكثير من المآخذ والسلبيات التي تحد من قيمته كمؤشر على الموهبة، وتجعله غير صالح لاستخدامه كوسيلة وحيدة للتعرف على الموهوبين، منها (آل شارع وآخرون، 1421، ص27):

1- أنّ التحصيل الدراسي يقوم غالباً على الحفظ والاستظهار والاستيعاب للمعلومات خاصة في النظم التعليمية في البلدان النامية،

ولذا فإنه غالباً لا يقيس إلا جانب القدرة على التذكر والاستظهار واسترجاع المعلومات.

2- أنّ وسيلة تقويم التحصيل الدراسي هي الامتحانات، وهي منخفضة الصدق والثبات، لارتباطها بتقدير المعلم الذي يتفاوت من معلم لآخر.

3- أنّ التحصيل الدراسي مبني ومصمم حسب مستوى غالبية التلاميذ؛ ولذا فقد لا يجد الموهوبون فيه تحدياً لقدراتهم ومواهبهم، مما يؤثر على واقعيتهم ويخفض من مستوى أدائهم.

4- ارتباط التحصيل الدراسي بعوامل مرتبطة بشخصية التلميذ ووضعه الأسري والاجتماعي والاقتصادي.

ويرى التويجري ومنصور (1421) أنّ الاختبارات التحصيلية لا تكشف عن الأطفال المتفوقين غير القادرين على التحصيل الدراسي، كما أنّها لا تكشف عن الأطفال الذين يعانون من صعوبات في القراءة أو الذين يعانون من اضطرابات انفعالية (ص102).

ثالثاً: اختبارات الذكاء

يرى آل شارع وآخرون(1421 ،ص33) أنّه منذ بداية ظهور اختبارات الذكاء وحتى الوقت الحاضر واختبارات الذكاء تعتبر من أهم الوسائل الموضوعية في التعرف على الموهوبين والكشف عنهم، وأنّه مع استمرار أكثر الأبحاث والدراسات التي تركز على درجات الذكاء، أصبح الذكاء هو المحك الأساسي في التعرف والكشف عن التلاميذ والأطفال الموهوبين

على أساس المفهوم الذي كان سائداً بأن الذكاء هو العامل الأساسي المشترك في تفسير كل أوج النشاط العقلي عند الإنسان، وأن جميع النشاطات العقلية تتشبع بالعامل أو القدرة العقلية العامة التي هي الذكاء، وهذا ما يفسر مدى انتشار استخدام معامل الذكاء في التعرف والكشف عن الأطفال الموهوبين، وإعطائه هذه الأهمية الكبيرة في الدلالة على المستوى العقلي للفرد (ص33).

وتنقسم اختبارات الذكاء إلى اختبارات ذكاء فردية واختبارات ذكاء جمعية، فمن أشهر اختبارات الذكاء الفردي اختبار ستانفورد_بينيه واختبار وكسلر لذكاء الأطفال المعدل، فهما أهم تلك الاختبارات قاطبة، وهما المحك النهائي الذي يختار على أساسه الموهوبون، وهو المعيار الذي يحتكم إليه في مدى فاعلية وكفاءة طرق وأساليب الاكتشاف الأخرى (جروان، 2004). لكنّ هذه الطريقة مكلفة في الوقت والجهد، ولذا فهي ليست عملية في مرحلة الكشف كأداة للفحص المسحي في المدارس(الزهراني، 1423، ص247: التويجري ومنصور، 1421،ص101). أمّا اختبارات الذكاء الجمعية فهي كما يراها التويجري ومنصور (1421) تشبه مشكلات اختبارات التحصيل والتي تتمثّل في عدم قدرتها على الكشف عن الطلاب الذين يعانون من صعوبات في القراءة، أو الذين يعانون من اضطرابات انفعالية (ص102). كما أنّ اختبارات الذكاء تعاني من مشكلة اختيار الدرجة الفاصلة Cutting score التي يمكن اعتمادها في تحديد الموهوب من غيره، مع أنّ جميع الأبحاث والدراسات والإجراءات

بشكل عام والتي قامت في عدة دول لم تخرج فيها درجة القطع عن الفترة ما بين 110 إلى 140 درجة (آل شارع وآخرون، 1421، ص34- 35).

رابعاً: اختبارات الإبداع والتفكير الإبداعي

تستخدم هذه الاختبارات للكشف عن الطلبة الذين يتمتعون بقدرة إبداعية، ولاسيما في ذلك النوع من البرامج التي تركز على تقديم خبرات لتنمية الإبداع والتفكير الإبداعي لدى الطلبة، وتقيس اختبارات الإبداع ما يسمى بالتفكير الإبداعي Divergent أو التفكير المنتج Productive. وتتطلب أسئلة اختبارات الإبداع والتفكير الإبداعي طلاقة ومرونة في التفكير، لأنه لا يوجد للسؤال أو المهمة إجابة صحيحة واحدة كما هو عليه الحال في اختبارات الذكاء. وربما لهذا السبب وغيره من الأسباب تفتقر اختبارات الإبداع والتفكير الإبداعي للخصائص السيكومترية التي تتمتع بها اختبارات الذكاء الفردية المعروفة، من حيث الصدق والثبات والمعايير، ولهذا لا ينصح باستخدامها منفردة في الكشف عن الطلبة الموهوبين والمتفوقين، ويمكن أن تكون مصدراً إضافياً أو ثانوياً للمعلومات في مرحلة الاستقصاء الأولية (جروان، 2004، ص141).

ثانياً : الدراسات السابقة

نظراً لما يتمتّع به موضوع البحث وتطبيقاته من تشعّب، ولما تجمّع لدى الباحث من العديد من الدراسات الأجنبية والعربية والمحلية حول الموضوع، فقد قام الباحث بعرض مراجعته للدراسات السابقة ذات الصلة بموضوع البحث على محورين. الأول: هو مراجعة الدراسات السابقة لاستخدام تحليل الانحدار اللوجستي في موضوعات الموهبة والتفوق الدراسي وفي موضوعات تطبيقية أخرى مشابهة. أمّا الثاني: فهو مراجعة الدراسات السابقة في موضوع الكشف عن الموهوبين بشكل عام، وقوائم السمات السلوكية بشكل خاص.

أولاً: مراجعة الدراسات السابقة حول استخدامات الانحدار اللوجستي

قام الباحث Terrell(2002) بدراسة حول التنبؤ بالموهبة الأكاديمية تحت عنوان: استخدام النمط المعرفي كمنبئ في عضوية برامج الموهوبين أكاديمياً في المدارس المتوسطة والثانوية. وقد هدفت الدراسة إلى بناء نموذج يمكن من خلاله التنبؤ بعضوية الطالب أو الطالبة ببرامج الموهوبين أكاديمياً، وذلك من خلال التعرف على نمطه المعرفي. وقد قام الباحث لتحقيق هدف الدراسة بسحب عينة مقدارها 250 طالباً وطالبة من طلاب وطالبات المرحلتين المتوسطة والثانوية. وقد قام بتطبيق اختبار GEFT الذي يقيس النمط المعرفي للمستجيب. وقد كانت درجات الاختبار من صفر (معتمد) إلى 18 (مستقل) وكان ثبات المقياس (r=0.82).

وعند قيام الباحث بإدخال المتغيرات في نموذج انحدار لوجستي لتحديد الاحتمالات المتوقعة للتنبؤ بعضوية الطالب أو الطالبة في برنامج الموهوبين أكاديمياً اعتماداً على معرفة نمطهم المعرفي، وجد أن النموذج الإحصائي استطاع أن يتنبأ بطريقة صحيحة بعضوية الطلاب في برامج الموهوبين بنسبة 74٪ من الحالات. كما استطاع النموذج أن يتنبأ بطريقة صحيحة بنسبة 73.28٪ للطلاب الملتحقين بالبرامج العادية.

وقد خلص الباحث إلى أن الدراسة وإن أظهرت قدرة تنبؤية وبشكل دال إحصائيا للنمط المعرفي، إلا أن هذا المتغير يجب استخدامه بحذر، لأن هذا النمط المعرفي ربما يتغير مع العمر، ولذا فإن هذا المتغير لا يوحي باستخدامه كمتنبئ مع الفئات العمرية الصغيرة. كما أن المشكلة الأخرى والمهمة لاستخدام النمط المعرفي هو تحيّز المقياس ضد الإناث. ولذا يجب الحذر عند استخدام هذا النوع من المنبئات. ومع ذلك فإن هذه الدراسة كانت تعرّف الموهبة بأنها هي الموهبة الأكاديمية، ولذا فإن هذا المتغير (النمط المعرفي) يمكن فحص صدقه التنبؤي لمجالات أخرى من الموهبة كما وصل إليه المفهوم الحديث الواسع والمتعدد للموهبة.

كما قام الباحث Keston et al. (2002) بإجراء دراسة لمقارنة القيمة العملية والتنبؤية لتحليلي الدوال التمييزية والانحدار اللوجستي الثنائي للتنبؤ بنجاح الطلاب في برنامج حول الابتكار في جنوب تكساس. وقد هدفت الدراسة عند مقارنتها لأسلوبي تحليل الدوال التمييزية وتحليل الانحدار اللوجستي الثنائي إلى تحديد خصائص الطلاب الذين هم في وضع الخطر،

والـذين اجتـازوا أو لم يجتـازوا المشـروع. كمـا هـدفت الدراسـة إلى تطـوير استراتيجيات لصنع القرارات لاستخدامها في قرارات القبول في البرنامج.

وقد قام الباحثون في هذه الدراسة باستخدام التحليلين الإحصائيين للتنبؤ بتصنيف الطلاب إما في فئة الناجحين أو غير الناجحين وفقاً للمتغير الكمي التابع. وقد اعتمد الباحثون على بيانات سبق تجميعها من مسح خاص بشباب وسكونسون، حيث شملت عينة الدراسة 70 طالباً وطالبة. وقد تضمنت الدراسة تسعة متغيرات مستقلة هي: الارتباط الاجتماعي بالمعلمين، الارتباط الاجتماعي بالمدرسة، والارتباط الاجتماعي بالأقران، والتكوين الأسري، وتوظيف الطلاب، والصف، والعمر إضافة إلى مقياس التشجيع التربوي لقياس إدراك الطالب بمنهج البرنامج. أما المتغير التابع والمحك فقد تم تعريفه إجرائياً بأنّه نجاح الطالب في البرنامج والذي يعتمد على الحضور وإكمال البرنامج إضافة إلى الإجراءات التأديبية.

أظهرت الدراسة أن القدرة التنبؤية لتحليل الانحدار اللوجستي بلغت 94٪ مقارنة بالقدرة التنبؤية لتحليل الدوال التمييزية والتي بلغت 79٪ فقط، كما أظهرت الأهمية التربوية لاستخدام الانحدار اللوجستي من عدة نواحٍ منها: أن القدرة التنبؤية لتحليل الانحدار اللوجستي مرتفعة جداً، كما أن الانحدار اللوجستي لا يتطلب افتراضاً معيناً لتوزيع المشاهدات، كما يتطلبه تحليل الدوال التمييزية التنبؤي. ولذا فقد أوصت الدراسة باستخدام تحليل الانحدار اللوجستي للبرنامج التعليمي موضع الدراسة.

أمّا الباحث Schreiber(2002) فقد أعدّ دراسة بعنوان: الحصول على أعلى من المعدل الدولي: نموذج انحدار لوجستي لاختبار الرياضيات المتقدم TIMSS، حيث هدف إلى دراسة العلاقة بين عدة متغيرات خاصة بالطالب وبين حصول الطالب على درجة أعلى من المتوسط في الدراسة الدولية الثالثة للرياضيات والعلوم.

تكوّنت عينة الدراسة من 2349 من الطلاب والطالبات الأمريكيين الملتحقين بالصف الثالث الثانوي والذين دخلوا اختبار الرياضيات المتقدم في الدراسة الدولية الثالثة للرياضيات والعلوم TIMSS. وقد كان جميع أفراد العينة من الطلاب الذين تم ترشيحهم أصلاً على أنهم متفوقون في الرياضيات والفيزياء المتقدمتين، وقد توزعت عينة الدراسة حسب الجنس على 1158 طالبة، و1191 طالباً. أما متغيرات الدراسة الخاصة بالطلاب والطالبات والتي استخدمها الباحث كمتغيرات مستقلة فقد كانت على مجموعات: المجموعة الأولى سماها الباحث خلفية الطالب وتضمنت: تعليم الوالدين، والجنس، والخبرة في الرياضيات والفيزياء. أما المجموعة الثانية فقد تضمنت متغيرات المجموعة الأولى إضافة إلى الاتجاه، والذكاء الفطري، والجد في العمل. فيما تضمنت المجموعة الثالثة كل متغيرات المجموعتين السابقتين إضافة إلى متغيرات خاصة بقضاء الوقت وهي: مدة مشاهدة التلفزيون، والوقت المستغرق في الوظيفة، والوقت المستغرق في ممارسة الرياضة، وأخيراً الوقت المستغرق في دراسة الرياضيات.

وقد وجدت الدراسة أن متغيرات مستوى تعليم الوالدين، والجنس، والخبرة السابقة في الرياضيات والفيزياء المتقدمتين جميعها مرتبطة بمستوى

دال إحصائياً مع احتمال حصول الطالب على درجة أعلى من المتوسط الدولي. كما كشفت الدراسة عن أن الطلاب والطالبات الذين التحقوا مسبقاً ببرنامج الرياضيات والفيزياء المتقدمتين قد حصلوا على درجات أعلى من المعدّل الدولي بمقدار ثلاثة أضعاف من الطلاب والطالبات الذين التحقوا ببرنامج الرياضيات المتقدمة فقط. أما الطلاب والطالبات الذين لم يحصل والدوهم على تعليم أعلى من مستوى المرحلة المتوسطة فقط فقد كانت فرصتهم في الحصول على درجات أعلى من المتوسط الدولي هي $\leq$ فرصة بقية زملائهم. وعند فحص تأثيرات متغيرات المجموعة الثانية، أظهرت نتائج الدراسة أن جميع تلك المتغيرات ماعدا الجنس كانت لها علاقة ذات دلالة إحصائية في حصول الطلاب والطالبات على درجات أعلى من المتوسط الدولي. وبناءً على ذلك، قام الباحث بفحص ما إذا كان هناك تفاعل بين متغير الجنس والمتغيرات التي تمت إضافتها في المجموعة الثانية، حيث أظهرت الدراسة عدم وجود تفاعل بين متغير الجنس وتلك المتغيرات. أما فيما يخص المجموعة الثالثة من المتغيرات، فقد كشفت الدراسة عن وجود علاقة طردية بين اتجاهات الطلاب والطالبات وبين فرصة حصولهم على درجات أعلى من المتوسط الدولي، كما كشفت الدراسة عن وجود علاقة طردية بين مدى اعتقاد الطالب بأن الذكاء الفطري هو مفتاح النجاح في الرياضيات وفرصة حصول ذلك الطالب على درجة أعلى من المتوسط الدولي. أما العلاقة بين مدى اعتقاد الطالب في العمل الجاد كمفتاح للنجاح في الرياضيات واحتمال حصول الطالب على درجات أعلى من المتوسط الدولي فقد كانت علاقة عكسية. وبناءً على ما سبق فقد توصلت الدراسة إلى صيغة رياضية

كنموذج ملائم لوصف العلاقة بين المتغيرات المستقلة الخاصة بالطالب والمتغير التابع المتمثل بالحصول على أعلى من المعدل الدولي في الرياضيات.

أمّا الباحث Xiao(2002) فقد قام بدراسة بعنوان: استخدام الانحدار اللوجستي لإيجاد الأوزان المناسبة لمؤشر مبسّط للقبول الأكاديمي. وقد هدفت هذه الدراسة إلى تطوير وتقويم مؤشر مبسّط للقبول الأكاديمي للتنبؤ بالنجاح الأكاديمي في الكليات. وقد كان المؤشر الذي اعتمده الباحث هو عبارة عن حاصل جمع الدرجة المئينية للطالب في الثانوية العامة إضافة إلى الدرجة الموزونة للاختبار المقنن ACT. وقد كان الهدف الأساس في الدراسة هو إيجاد الأوزان المناسبة للمؤشر، والذي يمكن المؤشر من التنبؤ الفعال بالنجاح في الكليات.

شملت الدراسة عينة مكونة من 2323 طالباً وطالبة من طلاب السنة الأولى الملتحقين بجامعة وسط الغرب Midwest University في خريف العام 1999م، حيث التحق الطلاب والطالبات بست كليات هي: إدارة الأعمال، التربية، الفنون، العلوم، الصحة وعلوم الإنسان، والهندسة والهندسة التقنية. وقد استبعد الباحث الطلاب والطالبات الذين ليست لديهم درجات في اختبار ACT أو الدرجة المئينية بالثانوية العامة. أما الطلاب الذين لديهم درجات على اختبار SAT بدلاً من اختبار ACT، فقد قام الباحث بتحويلها إلى درجات ACT.

وقد قام الباحث بتعريف المتغير التابع في دراسته وهو (النجاح الأكاديمي) بأنه عبارة عن الطالب الذي يبقى حتى نهاية الفصل وبمعدل

تراكمي مقداره 2.0 أو أكثر. كما قام بترميز أولئك الطلاب الناجحين بالرمز "واحد" وما عداهم بالرمز "صفر". قام الباحث في خطوته الأولى باستخدام الدرجة المئينية للطلاب بالمرحلة الثانوية أو الدرجة على الاختبار المعياري ACT كمتغيرات مستقلة في حين أن المتغير التابع كان هو النجاح في الفصل الثاني من السنة الأولى. وباستخدام تلك المتغيرات قام الباحث بتوفيق تلك البيانات من خلال استخدام تحليل الانحدار اللوجستي حيث حصل على سبعة نماذج انحدار لوجستي حسب الكليات الست إضافة إلى نموذج أخير يتضمن جميع الكليات. وبناء على تلك النماذج السبعة، قام الباحث بحساب النسبة لقيمة معالم المتغير ACT على قيمة معالم متغير الدرجات المئينية في الثانوية العامة. ومن هذه النسبة المحسوبة قام الباحث بتركيب قيمة المؤشر المطلوب دراسته، حيث قام الباحث بإعادة نمذجة بياناته باستخدام المؤشر كمتغير مستقل.

وقد وجد الباحث من الدراسة أن الوزن الملائم لدرجات ACT في مؤشر القبول هو 1.5 للجامعة ككل، وخصوصاً لكليات التربية والعلوم والصحة والهندسة، أما في كليتي إدارة الأعمال والفنون فقد كانت الأوزان المناسبة لهما 2.0 وصفر على التوالي. كما وجد الباحث أن معامل ارتباط درجات المؤشر بالمتغير التابع (النجاح في السنة الأولى) دائماً أعلى من معاملات ارتباط الدرجات المئينية مع متغير النجاح، وأيضاً أعلى من معاملات ارتباط درجات ACT مع متغير النجاح وذلك في جميع الكليات، مما يعني أن المؤشر لديه قدرة تنبؤية أكبر من استخدام الدرجات المئينية للثانوية العامة بمفردها، أو درجات الاختبار المقنن ACT بمفرده أيضاً.

وقد خلصت الدراسة إلى أن الوزن الملائم لاختبار ACT في المؤشر هو وزن بسيط وثابت وفعّال في التنبؤ بنجاح الطلاب والطالبات في الكليات المختلفة، وأنه بناء على ذلك المؤشر المنمذج، يمكن بناء نموذج باستخدام تحليل الانحدار اللوجستي للتنبؤ بقيمة احتمال نجاح الطلاب والطالبات بالجامعة. كما خلصت الدراسة إلى أن استخدام المؤشر مفيد لمكتب القبول والتسجيل في عملية قبول الطلاب والطالبات، وأن من الأفضل استخدام أوزان مختلفة لدرجات ACT في المؤشر حسب الكليات.

كما قام الباحثان Mc Coach & Siegle (2001) بمحاولة لدراسة العوامل التي تمايز بين الطلاب الموهوبين مرتفعي التحصيل والطلاب الموهوبين منخفضي التحصيل. وقد هدفت الدراسة إلى فحص العلاقة بين درجات الطلاب في خمس مقاييس من المسح التقييمي للاتجاهات نحو المدرسة SAAS-R والتحصيل الأكاديمي لمجموعات معروفة من الموهوبين تحصيلياً والموهوبين غير المتميزين في التحصيل. وكان الغرض هو استكشاف ما إذا كان الموهوبون المتفوقون تحصيلياً والموهوبون غير المتفوقين تحصيلياً يختلفون في اتجاهاتهم نحو المدرسة، واتجاهاتهم نحو المعلمين، وتقويمهم للأهداف، والدوافع، وإدراكهم الذاتي الأكاديمي العام. بالإضافة إلى محاولة التنبؤ بعضوية الطلاب في مجموعتي الموهوبين المتفوقين تحصيلياً أو في الموهوبين غير المتفوقين تحصيلياً بدقة من خلال استخدام تحليل الانحدار اللوجستي.

استخدم الباحثان في جمع البيانات مسح تقويم الاتجاهات نحو المدارس وهو عبارة عن مقياس ليكارتي ذي سبع فئات للاستجابة، ويقيس

خمسة عوامل مفترضة تتعلق بالطلاب منخفضي التحصيل Underachievernent Students وهي: الإدراك الذاتي، الاتجاهات نحو المدرسة، الاتجاهات نحو المعلمين، تقويم الأهداف، والدافعية. علماً بأن الدراسات السابقة برهنت على أن المقياس يتمتع بصدق بنائي وثبات ملائمين. وفي هذه الدراسة كانت معاملات الثبات لكل مقياس من المقاييس الخمسة أعلى من 0.85. كما شملت الدراسة عينة مقدارها 178 من الطلاب والطالبات الموهوبين من الصف التاسع وحتى الصف الثاني عشر من 28 منطقة تعليمية. وقد تم تعريف الطالب الموهوب في هذه الدراسة على أنه الطالب الذي يحقق أعلى من الدرجة المئينية 92 على أي اختبار تحصيلي معياري المرجع أخذ خلال السنوات الأربع الأخيرة. أما الطلاب منخفضو التحصيل فقد تم تعريفهم بأنّهم الذين تم ترتيبهم ضمن النصف الأدنى لصفهم في المعدل التراكمي GPA أي أدنى من الدرجة 2.5. أما الطلاب مرتفعو التحصيل فهم الطلاب الذين تم ترتيبهم ضمن أعلى 10٪ من طلاب الصف أي الذين حصلوا على الأقل على درجة 3.75 في معدلهم التراكمي، هذا مع اعتراف الباحثين بأن تلك التعريفات ليست معترفاً بها دولياً، وإنّما هي تسمح للبحث بفحص مجموعتين مختلفتين ومتمايزتين، وهما المجموعة التي حصّلت معايير جيدة للنجاح والمجموعة التي لم تحقق مستوى مقبولاً من قدراتها المتوقعة.

كشفت الدراسة عن وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى 0.01 أو أقل في أربعة مقاييس من الخمسة وهي: اتجاهات الطلاب نحو المعلمين، واتجاهات الطلاب نحو المدرسة، وتقويم الأهداف، والدافعية. أما

فيما يخص الإدراك الذاتي الأكاديمي فلم تظهر أية فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعتين. وقد قام الباحثان بعد ذلك بإجراء سلسلة من تحاليل الانحدار اللوجستي وذلك لتحديد التوليفة الملائمة من العوامل الخمسة التي تسمح بأفضل تنبؤ لعضوية الطالب في المجموعة المناسبة (مرتفعة التحصيل أو منخفضة التحصيل). وعند قيام الباحثين بإدخال المتغيرات الخمسة في نموذج الانحدار اللوجستي، تمكن النموذج من التنبؤ وبطريقة صحيحة بـ 81.8٪ من الطلاب مرتفعي التحصيل ومنخفضي التحصيل. إلا أنه وبسبب مشكلة الخطية المتعددة Multicolinearity بين العوامل الخمسة، أظهرت إحصاءة وولد Wald بأن عاملين فقط من العوامل الخمسة هما اللذان لهما دلالة إحصائية في القدرة التنبؤية بعضوية الطالب ضمن المجموعة المناسبة. هذان العاملان هما تقويم الأهداف، والدافعية. أما بقية العوامل الثلاثة الأخرى فلم يكن لها دلالة إحصائية داخل النموذج في القدرة التنبؤية على تصنيف الطلاب ضمن مجموعة مرتفعي التحصيل أو منخفضي التحصيل.

وبناء على ذلك قام الباحثان بإعادة بناء نموذج الانحدار اللوجستي باستخدام متغيرين مستقلين هما تقويم الأهداف والدافعية. وقد كانت قيمة x^2 للنموذج 66.1 بدرجة حرية 2. أما قيمة R^2 فقد كانت 0.313، وكان مؤشر هوزمر ـ ليمشو لجودة المطابقة Hosmer and Lemshow goodness of fit هو 6.01 بدرجة حرية 8 ومستوى دلالة 0.65. وقد أشارت الإحصاءات السابقة إلى أن النموذج الذي تم بناؤه باستخدام متغيرين مستقلين يقوم بتصنيف الطلاب إلى إحدى المجموعتين أفضل وبشكل دال

إحصائيا مقارنة بالصدفة أو عدم استخدام النموذج. كما أنّ النموذج حقّق اشتراط الباحث بأن يقوم النموذج بالتنبؤ بشكل صحيح للطلاب مرتفعي التحصيل والطلاب منخفضي التحصيل بنسبة أعلى من 81.8٪، حيث تمكن النموذج في الواقع بالتنبؤ بشكل صحيح بتصنيف الطلاب مرتفعي التحصيل بنسبة 91.7٪، أما الطلاب منخفضو التحصيل فقد تمكن النموذج من التنبؤ بتصنيفهم بشكل صحيح بنسبة 60.7٪. ويرى الباحثان بأن الصعوبة في التنبؤ بتصنيف الطلاب منخفضي التحصيل هي أنّ استجاباتهم كانت متفاوتة مقارنة بالموهوبين مرتفعي التحصيل.

كما أظهرت الدراسة من خلال استخدام تحليل الانحدار اللوجستي أنّه بكل نقطة انخفاض في درجات الطلاب على عامل الدافعية، فإن قيمة احتمال أن يكون الطالب ضمن مجموعة الطلاب الموهوبين منخفضي التحصيل تزداد بمقدار الضعف. ولكل درجة انخفاض في درجات الطالب على عامل تقويم الأهداف، فإن احتمال أن يكون الطالب ضمن الفئة منخفضة التحصيل يزداد بأكثر من الضعف.

أمّا الباحث (Brooks(2001 فقد قام بدراسة تحت عنوان: كيف تتناول المتغيرات التابعة المتقطعة في حالة أحادية المتغيرات: تمهيد في الانحدار اللوجستي. وقد هدفت الدراسة إلى الكشف عن قدرة بعض المتغيرات الخاصة بالطلاب والأخرى الخاصة بالمقررات على التنبؤ بنجاح أو إخفاق الطلاب والطالبات في المقررات الدراسية بكلية بروكهافن Brookhaven College . وقد تضمنت المتغيرات الخاصة بالطلاب: الجنس وحالة السكن، والعرق، واختبار TASP. أما متغيرات المقررات فقد شملت: عدد الساعات

المعتمدة للمقرر، ونوع المقرر، وتاريخ تسجيل المقرر، وعدد الطلاب في الفصل، وعدد الأسابيع الدراسية في المقرر. وقد ركزت الدراسة في تنبؤها بنجاح أو إخفاق الطلاب على فئة الطلاب والطالبات الذين هم في وضع الخطر المرتفع "high-risk students" وهم الطلاب والطالبات الذين تم تعريفهم بأنهم من المحتمل أن يخفقوا في المقرر لأسباب عديدة.

وقد وجد الباحث أن النسبة في دقة التنبؤ هي 67.4٪، وأنّ أغلب التنبؤات الضعيفة وغير الصحيحة كانت في الحالات التي تقترب احتمالات فشلها أو نجاحها من الـ50٪، وهي نفس المنطقة التي يقع فيها أغلب الطلاب والطالبات. كما لاحظ الباحث أنه في الحالات المتطرفة إلى حدٍ ما (أقل من 10٪ نجاح)، وهي تشمل أكثر من 70٪ من شريحة الطلاب والطالبات الأعلى خطورة، فإن عدد التنبؤات الصحيحة كانت تصل إلى نسبة 60٪ أعلى من التنبؤ العام. وقد توصل الباحث إلى أن نموذج الانحدار اللوجستي يعمل بشكل جيد في حالة الطلاب والطالبات الأعلى خطورة، وأن استخدام تحليل الانحدار اللوجستي للتنبؤ باحتمالات نجاح أو رسوب أولئك الطلاب والطالبات الأعلى خطورة هو استخدام عملي ومناسب جداً في مثل تلك الظروف التربوية.

كما قام الباحث Peter(1999) بدراسة لاستخدام تحليل الانحدار اللوجستي ودوال اللوجت في ملاحظة سلوك بقاء الطلاب بالكليات خلال عامهم الأول، حيث هدفت الدراسة تحديداً إلى التعرف على سلوك الطلاب والطالبات الذين يبقون في الكليات أو يتركون الدراسة خلال عام دراسي، وعلاقة ذلك السلوك ببعض المتغيرات الديموغرافية. وقد استخدمت الدراسة

عينة مقدارها 3589 طالباً وطالبة من المنتظمين بشكل كلي في السنة الدراسية الأولى والذين التحقوا في خريف عام 1995م بجامعة ميريلاند The University of Maryland بحيث تمت ملاحظة الذين تركوا الدراسة والذين لم يتركوها خلال ذلك العام.

تضمنت المتغيرات المستقلة خمس مجموعات رئيسة هي: المتغيرات الديموغرافية (وشملت العمر بالسنوات، والعرق، والجنس، والسكن داخل الحرم الجامعي)، ورأس المال الإنساني (اختبار القدرات اللفظية والقدرة في الرياضيات، والمعدل العام في الثانوية العامة، وهل الطالب هو أول من التحق من العائلة بالجامعة)، ومتغيرات للسلامة (شملت لوائح الشرف، وهل أقام في السكن الداخلي خلال الفصل الدراسي الأول)، ومتغيرات حول الالتزام (وشملت المدة الزمنية بين تاريخ طلب الالتحاق بالجامعة وبداية العام الدراسي، ومدى تحديده التخصص الدقيق منذ دخول الجامعة أو عدم تحديده)، وأخيراً متغيرات حول الوضع المالي للطالب (وشملت المبالغ المالية التي يحتاج إليها الطالب لتغطية تكلفة دراسته).

وجدت الدراسة بأنّ الطلاب والطالبات الحاصلين على درجات مرتفعة في الثانوية العامة يستمرون في الجامعة بنسبة أعلى، وكذلك الطلاب الحاصلين على مراتب الشرف، أو المقيمين في السكن الداخلي للجامعة. كما أظهرت الدراسة وجود علاقة بين البقاء في الجامعة وزمن تقديم طلبات الالتحاق بالجامعة، حيث إنّ الذين يقدمون طلباتهم في فترات مبكرة أعلى من الذين يقدمون طلباتهم في فترة قصيرة قبل بدء العام الدراسي في نسبة بقائهم واستمرارهم بالجامعة بعد العام الدراسي الأول. وقد أظهرت الدراسة

الفائدة التطبيقية الكبيرة لتحليل الانحدار اللوجستي في التنبؤ باحتمالات النجاح والاستمرار في الدراسة.

أمّا الباحث Nichols et al. (1998) فقد قاموا بدراسة تحت عنوان: استخدام الانحدار اللوجستي للتعرف على الطلاب المستجدين في حالة الخطر. وقد هدفت هذه الدراسة إلى التعرف على الطلاب الذين يعانون خطورة مبكرة في الكليات. وقد رأت الدراسة أن الكثير من المعنيين ببرامج الجامعات لا يعتمدون في تطوير استراتيجياتهم في رفع نسبة الطلاب والطالبات المنتظمين في الجامعات حتى التخرج على أي أساس بحثي. ولذا حاولت الدراسة تطوير نموذج انحدار لوجستي باستخدام بيانات تاريخية للتعرف على خصائص الطلاب والطالبات الذين يقرّرون الانسحاب من الكلية. كما حاولت الدراسة التعرف على أفضل الخصائص والمتغيرات سواء الديموغرافية أو المشاهدة والتي يمكن من خلالها الحصول على أفضل تنبؤ حول ما إذا كان الطالب المستجد في سنته الأولى سوف يعود إلى الكلية أم لا. وقد اعتمدت الدراسة في بنائها للنماذج على طريقتين. الأولى: اعتمدت على استخدام المتغيرات المستقلة التي يمكن الحصول عليها قبل دخول الطالب في الكلية، بحيث يمكن من خلالها الوصول إلى نموذج إحصائي يتنبأ باستمرار الطالب أو الطالبة أو عدم استمرارهما، وذلك قبل دخول الكلية. أما الطريقة الثانية فقد تضمنت متغيرات مستقلة يمكن الحصول عليها من أداء الطالب خلال الفصل الدراسي الأول من الدراسة مثل المعدل التراكمي GPA، علماً بأنّه ـ كما رأى الباحثون ـ لكل طريقة من الطريقتين السابقتين فوائدها ونقاط ضعفها.

وقد وجدت الدراسة من خلال نمذجة المتغيرات المستقلة الخاصة بالطلاب قبل دخول الكلية مع المتغير التابع الخاص باستمرار الطالب أو عدم استمراره بعد السنة الدراسية الأولى أنّ المتغير المستقل الذي له تأثير في احتمال بقاء الطالب بالكلية بعد انقضاء السنة الأولى هو (التزام الطالب المالي منذ بدء العام الدراسي) حيث إنّ الطالب و الطالبة الملتزمين مالياً أمام الكلية منذ اليوم الأول من سبتمبر يتضاعف احتمال بقائهما في الكلية بعد السنة الدراسية الأولى بمقدار 2.43 مرة. أما المتغيرات المستقلة التي ليس لها تأثير في احتمال بقاء الطالب أو الطالبة في الكلية بعد السنة الأولى فهي: قيمة المساعدة المالية من ولاية فلوريدا ، والقيمة الكلية للمساعدة المالية ، وقيمة الاقتراض الخارجي، وأخيراً عدد الساعات المعتمدة من الكلية والمكتسبة أثناء الثانوية العامة.

أما في النموذج الثاني والمتضمن المتغيرات المستقلة التي يتم الحصول عليها بعد الالتحاق بالكلية وأثناء الفصل الدراسي الأول فقد أظهرت الدراسة أن عدد الإنذارات التي يحصل عليها الطالب في الاختبارات النصفية خلال الفصل الدراسي الأول تخفض قيمة احتمال استمرار الطالب بالكلية بعد السنة الدراسية الأولى بمقدار 0.777. كما أظهرت الدراسة أنّ النموذجين الإحصائيين السابقين ملائمان جداً للاستخدام في أغراض التنبؤ، حيث إنّ نسبة صحة التنبؤ باستخدام النموذج الأول بلغ 76.3٪ ونسبة صحة التنبؤ باستخدام النموذج الثاني بلغ 77.2٪. كما كشفت الدراسة أن نسبة الطلاب والطالبات الذين يعتبرون في حالة الخطر هم 15٪ من مجموع الطلاب والطالبات الملتحقين بالكلية.

وقد أظهرت الدراسة أن النموذج الإحصائي الأول باستخدام تحليل الانحدار اللوجستي أعطى إمكانية كبيرة لتطوير إستراتيجية القبول بالكلية، كما أن البيانات التي يمكن جمعها عن الطلاب والطالبات خلال الفصل الدراسي الأول تحسن النموذج الإحصائي كما هو الأمر في النموذج الثاني. وبذلك وجدت الدراسة بأن معرفة أداء الطلاب في الاختبار النصفي للفصل الدراسي الأول يساعد جداً في معرفة الطلاب الذين هم في وضعية الخطر، ومن ثم التوجه لهم بالمزيد من العناية. كما كشفت الدراسة عن أهمية التوجه إلى أولياء الأمور إضافة إلى التوجه الموجود للطلاب في إستراتيجيات القبول، وذلك بإطْلاعهم على أداء أبنائهم في الفصل الدراسي الأول، وكذلك في متابعة الطلاب لإنهائهم إجراءات طلب الحصول على الدعم المالي من الولاية.

أمّا في عام 1998 فقد قام Modi et al. (1998) بدراسة تحت عنوان: منبئات الموهبة الأكاديمية بين طلاب الثانوية العامة بالولايات المتحدة: البرهان من خلال تحليل وطني ممثل ومتعدد المتغيرات. وقد هدفت الدراسة إلى استكشاف المتغيرات التي تتنبأ بالتفوق الأكاديمي للطلاب الأمريكيين بالثانوية العامة، وذلك باستخدام طرق تسمح للباحثين بالتحكم، وضبط التأثيرات بالنسبة لتلك المنبئات. وقد قام الباحثون باستخدام بيانات الدراسة الوطنية التربوية الطولية NELS-88، وهي عبارة عن دراسة طولية لطلاب الصف الثامن الملتحقين بالمدارس الحكومية والخاصة في عام 1988م، حيث قامت هذه الدراسة الطولية بجمع بيانات تتبعية خلال الأعوام 1990 و1992م شملت 12856حالة، أكمل فيها طلاب وطالبات الثانوية العامة

بطارية اختبارات مدتها 85 دقيقة لأربعة اختبارات معرفية في القراءة والرياضيات والعلوم والدراسات الاجتماعية. وقد تضمن اختبار القراءة خمس قطع كلّف الطلاب بتفسيرها وتقويمها. أما اختبار الرياضيات فقد احتوى على معادلات، ورسومات بيانية، ومسائل، ومقارنتين كميتين، إضافة إلى تقسيم المعرفة الرياضية العامة ومهارات متقدمة في حل المشكلات والمسائل.

وقد عرّف الباحثون في هذه الدراسة الطلاب المتفوقين بأنهم الطلاب الذين حصلوا على درجات تجعلهم في الفئة 5٪ الأعلى في توزيع الطلاب، بحيث يرمز لهذا الطالب بالقيمة (1) في هذه الحالة، وما عدا ذلك يرمز له بالقيمة (صفر). وبناءً على هذا التعريف فقد كان عدد الطلاب والطالبات الذين صنفوا بأنهم متفوقون تحصيلياً يبلغ 890 طالباً وطالبة. أما متغيرات هذه الدراسة فقد تم تجميع بياناتها من خلال استبانات تم توزيعها على المشاركين ووالديهم، إضافة إلى معلمي المدرسة ومسؤوليها. وقد تم جمع البيانات الخاصة بخصائص الطلاب، وخلفية عائلاتهم، والمتغيرات الاحتمالية الأخرى من خلال الاستبانات، أما البيانات الخاصة بمستويات الطلاب فقد تم الحصول عليها من المدرسة. وقد استخدم الباحثون في هذه الدراسة تحليل الانحدار اللوجستي من خلال استخدام جداول التوافق الثنائية لفحص العلاقة بين المتغيرات المستقلة التي صُنّفت مسبقاً بتصنيف ثنائي، والمتغير التابع الذي هو أيضاً ذو طبيعة ثنائية.

وجدت هذه الدراسة أن الطلاب غير السود لديهم احتمال أكثر بمقدار تسع مرات في أن يكونوا متفوقين مقارنة بالطلاب السود، كما وجدت أن احتمال تفوق غير اللاتينيين بشكل عام أكبر بخمس مرات

مقارنة باحتمال تفوق اللاتينيين. أما الطلاب الآسيويون فكان احتمال تفوقهم تبلغ ثلاثة أضعاف مقارنة بغيرهم، واحتمال البيض أن يكونوا ضمن المتفوقين مقداره ضعفان مقارنة بغيرهم. وبهذا توصلت الدراسة إلى تأثير العرق في احتمال وإمكانية التنبؤ بتفوق الطلاب والطالبات بالثانوية العامة. كما كشفت الدراسة عن تأثير مستوى وعمل الوالدين، حيث أظهرت الدراسة أن احتمال تفوق الطلاب والطالبات الذين تخرج والدوهم من الجامعات، يبلغ خمسة أضعاف احتمال تفوق أقرانهم الذين لم يتخرج والدوهم من الجامعات. كما أن الطلاب والطالبات الذين يعمل والدوهم في وظائف مرموقة لديهم احتمال أكبر بمقدار أربعة أضعاف أن يكونوا ضمن الطلاب المتفوقين دراسياً مقارنة ببقية أقرانهم.

كما كشفت الدراسة عن أن الطلاب والطالبات الذين واصل آباؤهم تعليمهم العالي (ماجستير وأعلى) لديهم احتمال أكبر بمقدار 13-15مرة في أن يكونوا متفوقين دراسياً مقارنة ببقية أقرانهم. كما أن الطلاب والطالبات الذين يعيشون في منزل فيه حاسب آلي لديهم احتمال أكبر بمقدار 3.6مرات في أن يكونوا متفوقين مقارنة بغيرهم من الطلاب الذين ليس لديهم في منازلهم حاسب آلي. كما أظهرت الدراسة أن 30٪ فقط من الطلاب المتفوقين في الرياضيات كانوا متفوقين أيضاً في القراءة، وبنسبة مشابهة أيضاً، كما وجدت الدراسة أن 33٪ من الطلاب المتفوقين في القراءة كانوا متفوقين في الرياضيات أيضاً. وعلى ذلك، كشفت الدراسة أن 1.5٪ فقط من طلاب الثانوية العامة يكونون متفوقين في الرياضيات والقراءة معاً.

وقد خلصت الدراسة إلى أهمية ضبط الأثر النسبي لبقية المتغيرات عند تقويم أثر متغيرات ما، وهو ما يمكن تحقيقه من خلال استخدام نماذج الانحدار اللوجستي. كما خلصت الدراسة إلى أن خصائص الطلاب وبيئتهم المنزلية لها تأثير في تفوق الطلاب والطالبات، وأن تأثير المتغيرات الاجتماعية والاقتصادية ـ مع أهميتها ـ يصبح أكثر وأبلغ عند ربطها بسلوك الطلاب أنفسهم واتجاهات والديهم وأقرانهم أيضاً. وخلصت الدراسة أيضاً إلى أن تلك المتغيرات الاجتماعية والاقتصادية والأسرية التي لها تأثير كبير في التفوق لا تحظى بالاهتمام من قبل البرامج المدرسية الموجهة للطلاب المتفوقين.

كما قام الباحث Weimer(1996) بدراسة بعنوان: تطبيق تحليل الانحدار الخطي واللوجستي على اختبار الكفاءة المطلوبة في اللغة الإنجليزية. وقد هدفت الدراسة إلى تحديد عوامل إخفاق طلاب وطالبات كلية ستريتش الكاردينالية بوسكنسون في اختبار الكفاءة المطلوبة في اللغة الإنجليزية، وتحديد ما إذا كانت هناك حاجة لمراجعة معايير الاختبار من أجل تحسين الأداء في الاختبار. شملت عينة الدراسة 1587 طالباً وطالبة بين عامي 1987م و1992م، حيث قام الباحث باستخدام قاعدة البيانات المتوفرة بالكلية. وقد شملت متغيرات الدراسة المستقلة درجات الطلاب على اختبار ACT ودرجاتهم على اختبار SAT ومعدلاتهم التراكمية في الثانوية العامة، وجامعتهم السابقة، والتخصص، وحالة الالتحاق، والعرق، والجنس. أما المتغيرات التابعة فقد كانت عبارة عن: درجاتهم في اختبار قواعد اللغة الإنجليزية، ونجاحهم أو إخفاقهم في الاختبار المقالي في اللغة الإنجليزية. وقد

قام الباحث في محاولته توفيق المتغيرات المستقلة مع المتغير التابع (درجات الطلاب والطالبات في قواعد اللغة الإنجليزية) باستخدام تحليل الانحدار الخطي، أما في توفيقه للمتغيرات المستقلة مع المتغير التابع (نجاح الطلاب أو الطالبات في الاختبار المقالي) فقد استخدم الباحث تحليل الانحدار اللوجستي.

أهم النتائج التي توصلت إليها الدراسة هي وجود علاقة موجبة وذات دلالة إحصائية بين درجات الطلاب والطالبات في اختباري ACT وSAT وبين حصولهم على درجات أعلى في اختبار قواعد اللغة الإنجليزية. كما كشفت الدراسة عن وجود علاقة موجبة وذات دلالة إحصائية بين عمر الطلاب والطالبات بالسنوات ودرجاتهم في اختبار قواعد اللغة الإنجليزية. أما بقية المتغيرات المستقلة فلم تكن لها أي دلالة إحصائية.

كما وجدت الدراسة أن استخدام نموذج الانحدار اللوجستي مع جميع المتغيرات المستقلة نجح بنسبة 83.8٪ في التنبؤ بشكل صحيح بنجاح أو إخفاق الحالات في الاختبار المقالي لاختبار الكفاءة المطلوبة في اللغة الإنجليزية وهي نسبة رآها الباحث عالية ومقبولة.

ثانياً: مراجعة الدراسات السابقة في الكشف عن الموهوبين

قاد الباحث آل شارع وزملاؤه (1421) فريق عمل لإعداد دراسة وبرنامج وطني في المملكة العربية السعودية تحت عنوان: برنامج التعرف على الموهوبين والكشف عنهم، حيث تعتبر هذه الدراسة المحاولة الأولى في مجتمع المملكة لإعداد وتطوير وتجريب برنامج للتعرف على التلاميذ

الموهوبين والكشف عنهم، كجزء من مشروع متكامل للكشف عن الموهوبين ورعايتهم، بحيث يكون برنامج التعرف هو الأساس الذي يتم بناءً عليه اختيار التلاميذ الموهوبين لبرنامج الرعاية التعليمية، والاهتمام بالموهوبين للاستجابة للقدرات والاستعدادات غير العادية التي يملكونها، حيث بدأ ببرنامجين تجريبيين في العلوم والرياضيات.

وقد تم تبني التعريف متعدد الأبعاد، والذي يعرف التلميذ الموهوب بأنه "التلميذ الذي يوجد لديه استعداد أو قدرة غير عادية أو أداء متميز عن بقية أقرانه في مجال أو أكثر من المجالات التي يقدرها المجتمع، وبخاصة في الذكاء، والتفكير الابتكاري، والتحصيل الأكاديمي، والمهارات، والقدرات الخاصة، ويحتاج إلى رعاية تعليمية تتخطى ما تستطيع المدرسة تقديمه له في منهج الدراسة العادي".

كما تم تصميم وإعداد برنامج التعرف والكشف عن الموهوبين في هذه الدراسة، والذي يتكون من سبع طرق هي:

1- تقديرات المدرسين.

2- التفوق في التحصيل الدراسي.

3- التفوق في تحصيل العلوم.

4- التفوق في تحصيل الرياضيات.

5- اختبار القدرات العقلية.

6- اختبار تورانس للتفكير الابتكاري.

7- اختبار وكسلر لذكاء الأطفال المعدّل.

وقد تم التطبيق التجريبي للبرنامج على عينة من مدارس الرياض مكونة من (38) مدرسة تمثل (16٪) من مدارس المنطقة حيث بلغ عدد التلاميذ من الصف الثالث الابتدائي حتى الصف الأول الثانوي، والمحددين في خطة المشروع من سن (9- 16) سنة (51081) تلميذاً وتلميذة. وقد طبق البرنامج على ثلاث خطوات:

- الخطوة الأولى: أن يطلب من المدارس ترشيح التلاميذ المتميزين في التحصيل الدراسي أو في العلوم والرياضيات، والحاصلين على معدل 90٪ فأكثر خلال العامين السابقين للتطبيق. وكذلك التلاميذ الذين يقدر المدرسون أنهم موهوبون. وقد رشحت المدارس (1937) تلميذاً وتلميذة يمثلون (3.8٪) من مجموع مجتمع الدراسة.
- والخطوة الثانية: تم تطبيق اختبار القدرات العقلية واختبار تورانس للتفكير الابتكاري على التلاميذ المرشحين من المدارس، واعتبرت الدرجة (115) هي الدرجة الفاصلة للموهوب من غير الموهوب في كلا الاختبارين. وقد حصل على هذه الدرجة فأكثر (716) تلميذاً وتلميذة في اختبار القدرات العقلية. و(292) تلميذاً وتلميذة في اختبار تورانس للتفكير الابتكاري.
- الخطوة الثالثة: تم تطبيق اختبار وكسلر لذكاء الأطفال المعدل، ونظراً لأن اختبار وكسلر اختبار فردي، ولم يكن هناك متسع من الوقت لتطبيقه على جميع التلاميذ المرشحين. فقد اختيرت عينة عشوائية من بينهم مكونة من (1164) تلميذاً وتلميذة، هم الذين طبق عليهم اختبار وكسلر، وأصبحت هي العينة النهائية التي أجريت

عليهم التحليلات الإحصائية، واتخذت درجة الذكاء (120) هي الدرجة الفاصلة في اختبار وكسلر، وقد حصل على هذه الدرجة فما فوق (206) تلميذاً وتلميذة، اعتبروا هم الموهوبين في الذكاء وفقاً لهذا المحك.

وللتحقق من كفاءة وفعالية الطرق المستخدمة على ضوء التطبيق التجريبي للبرنامج، فقد اعتبر اختبار وكسلر هو المحك الذي تقارن به فعالية وكفاءة الطرق الأخرى في التعرف على الموهوبين في مجال الذكاء، وذلك عند ثلاث درجات فاصلة: 120، 125، 130. كما اعتبر اختبار تورانس للتفكير الابتكاري هو المحك الذي تقارن به الطرق الأخرى في التعرف على الموهوبين في الابتكار عند درجة فاصلة (115) درجة فأكثر.

وقد أظهرت النتائج أن نسبة الفاعلية والكفاءة للطرق المختلفة في الكشف عن الموهوبين في الذكاء تراوحت بين (14٪) إلى (92٪) بالنسبة للفاعلية، و(1٪) إلى (42٪) بالنسبة للكفاءة. وتعكس نسبة الفاعلية قدرة الطريقة على التخلص من الأخطاء السالبة، أي أنه كلما ارتفعت النسبة دل ذلك على زيادة قدرة الطريقة على التعرف على من صنفوا على أنهم موهوبون عن طريق المحك. أما الكفاءة فتدل على قدرة الطريقة على عدم إضافة من هم غير موهوبين، إلى قائمة الموهوبين أي قدرة الطريقة على التخلص من الأخطاء الموجبة. وقد رأى الباحثون بأنّ هذه النتائج تتشابه إلى حد كبير مع نتائج الدراسات السابقة التي تراوحت نسبة الفاعلية فيها ما بين صفر في حالة عدم وجود محك خارجي إلى (92٪)، والكفاءة من (4٪) إلى (71٪) مما يشير إلى إمكانية تجاوز الحدود البيئية والثقافية للاستفادة من

التراكم المعرفي، والخبرات السابقة في فعالية وكفاءة الطرق المختلفة في الكشف عن الموهوبين من الأذكياء في مجتمع المملكة.

ومن حيث ترتيب الطرق بشكل عام فقد جاء الذكاء الجمعي كأعلى الطرق نسبة في الفاعلية والكفاءة كلتيهما والتحصيل العام وتحصيل العلوم في الفاعلية، أما في الكفاءة فإن أفضل الطرق هي الذكاء الجمعي والتفكير الابتكاري. على أن هذا الترتيب كان يختلف باختلاف الجنس والمرحلة الدراسية، وإن كان هناك نوع من الاتساق في ترتيب الطرق بشكل عام.

أمّا الباحثتان حداد وسرور (1999) فقد أعدّتا دراسة بعنوان: الخصائص السلوكية للطلبة المتميزين. دراسة عاملية، حيث هدفت هذه الدراسة إلى التعرف على البناء العاملي لمقياس الخصائص السلوكية للطلبة المتميزين، والمطور للبيئة الأردنية من وجهة نظر معلمي الصفين الخامس والثامن الأساسيين في المدارس الحكومية. وقد اختارت الباحثتان طلاب الصف الخامس لأنهم في منتصف المرحلة الأساسية، وقدراتهم أصبحت معروفة للمعلمين بعد أربع أو خمس سنوات من وجودهم في المدرسة، أما الصف الثامن فلكونه الصف المعتمد من قبل مدرسة اليوبيل للمتفوقين لترشيح طلابه المتميزين للالتحاق بهذه المدرسة.

تألفت عينة الدراسة من (500) معلم تم اختيارهم عشوائياً من بين معلمي المدارس الأساسية للذكور في مدينة عمّان، والذين يدرسون الصفين الخامس والثامن الأساسيين. واشترطت الدراسة على المعلم معبئ الاستبانة أن

يكون على دراية كاملة باهتمامات ونشاطات الطالب المتميّز، وأن يكون قد درّسه لمدة سنتين على الأقل، وأن تزيد خبرة المعلّم في التدريس عن ثلاث سنوات. ثم طلب من كل معلم أن يرشح طالبين متميزين أحدهما من الصف الخامس والآخر من الصف الثامن، ثم يعبئ لكل منهما استمارة الخصائص السلوكية للطلبة المتميزين (الصورة الأردنية)، وهي تتألف من (143) خاصية، حيث كان معامل ثباتها بأسلوب الثبات النصفي (0.87). أمّا عدد الطلاب فقد بلغ (1000) طالب، (500) طالب من الصف الخامس، و(500) طالب من الصف الثامن. وبعد استبعاد الاستمارات غير المكتملة، بلغ عدد الاستبانات الصالحة للتحليل (809) استبانة.

وجدت الدراسة أن تحليل استجابات المعلمين على استمارة الخصائص السلوكية للطلبة المتميزين باستخدام التحليل العاملي للمكونات الأساسية مع التدوير المتعامد قد أفرز (14)عاملاً فسرت (61.48٪) من التباين الكلي للمصفوفة العاملية للصف الخامس. وبعد إعادة التدوير بعد تحديد عدد للعوامل بحيث لا تقل قيمة جذره الكامن عن الواحد الصحيح، أفرز التحليل العاملي (6) عوامل تشمل (55) فقرة فسّرت (43.424٪) من التباين الكلي. أما التدوير المتعامد للصف الثامن. فقد أفرز (14) عاملاً فسرت (58.90٪) من التباين الكلي. وبعد اعتماد عدد العوامل التي لا تقل جذورها الكامنة عن الواحد الصحيح، أفرز التحليل العاملي (6) عوامل تشمل (52) فقرة فسرت (42.400٪) من التباين الكلي. وقد قامت الباحثتان بتسمية العوامل الستة في حالتي الصف الخامس والثامن على النحو التالي:

الخصائص الأخلاقية، الخصائص الإبداعية، القيادة، الخصائص السلبية في الإبداع، خصائص التعلم، الفروق بين الجنسين.

وقد لاحظت الدراسة أن المعلمين يركزون على الخصائص السلوكية الأخلاقية عند الطلبة المتميزين. وتشير مضامين البنود الخاصة بهذا العامل اتصاف الطالب المتميز بالهدوء واللطف، ومراعاة مشاعر الآخرين، واحترام آرائهم، والتواضع، بالإضافة إلى كونه محبوباً من الجميع. واستنتجت الباحثتان بأن هذا يعكس نظرة المعلمين ورغبتهم في أن يتصف جميع الطلاب سواء كانوا عاديين أو متميزين بهذه الخصائص المتمثلة في الهدوء والأدب، دون تمييز بين الطلاب. وكما ترى الباحثتان فإن في هذا مؤشراً على جهل المعلمين بالخصائص الأولية للطلبة المتميزين، حيث إنّ هذه الخصائص على هذا النحو لا تتفق مع ما ورد في الأدب التربوي العالمي الذي وجد أن الطفل المتميّز تنقصه الشعبية بين زملائه، الذين ينظرون إليه على أنه ذو أفكار غريبة، أو سخيفة، فيتعرض للنقد والسخرية والعداء من زملائه، مما يجعله يستجيب إما بالسلبية أو العدوانية. كما وجدت الأدبيات أن مثل هذا الطفل لا يتمتع باللطف والهدوء ومراعاة الآخرين دائماً.

أما العامل الثاني فقد عكس الخصائص الإبداعية حيث تضمن هذا العامل خصائص مثل كثرة الأسئلة، وحب البحث، والخيال الواسع، وحب الاستطلاع والمغامرة والمرح، وإعطاء أكثر من حل للمشكلة، ورؤية الأشياء بشكل مختلف عن الآخرين، وهذا يتفق مع الأدبيات التربوية.

أما العامل الثالث فقد عكس الخصائص القيادية، وتضمن هذا العامل خصائص تعبّر عن الثقة بالنفس والقدرات القيادية، والمقترحات الجديدة، إضافة إلى التمتع بصحة جسمية ونفسية. لكن ظهر في هذا العامل خصائص مثل القدرة على الدراسة والحفظ، الأمر الذي لم يرد في الأدب التربوي، مما يدل على أن المعلمين لا يلاحظون الخصائص الإبداعية إلا من خلال الحفظ والأداء الأكاديمي للطلبة. وترى الباحثتان أن هذه النتائج تدل على أن المعلمين يدركون الخصائص القيادية للطلبة المتميزين، حيث برز هذا العامل بشكل مستقل، ولم يمتزج مع خصائص أخرى قريبة منه، كالعامل المتعلق بالأسس الأخلاقية.

أما العامل الرابع فهو يمثل الخصائص السلبية في الإبداع كالشعور بالوحدة والعزلة. وتتفق هذه النتيجة مع الأدب التربوي.

أما العامل الخامس فإنه يعبر عن خصائص التعلم، مثل طاعة الأنظمة والقوانين، وإرباك الصف، والمواظبة على الدوام، والاهتمام بالعلامة وغيرها. وهذه الخصائص لا تتطابق مع الأدب التربوي العالمي، الذي وجد أن عدم الامتثال للأنظمة والقوانين، والخروج عن المألوف، وعدم التطابق مع المعايير السائدة هي من أهم خصائص المتميزين. ويبدو أن اهتمام المعلمين وتركيزهم على طاعة الأنظمة والقوانين دليل على عدم وعيهم بخصائص الإبداع والتميز من جهة، وتأثرهم بالثقافة التي يعيشون بها، وأسلوب التربية السائد في المجتمع من جهة أخرى.

أما أبرز نتائج الدراسة كما ترى الباحثتان فهي تأكيد المعلمين على بعض خصائص العامل السادس والمتعلقة بالفروق بين الجنسين. فقد حدد المعلمون صفات خاصة بالذكور كالمغامرة وصفات خاصة بالإناث كالخجل والهدوء. وهذا يتنافى ـ كما ترى الباحثتان ـ مع ما ورد في الأدب التربوي العالمي من عدم وجود عامل يتعلق بالفروق بين الجنسين بالنسبة للخصائص السلوكية.

وترى الباحثتان أن هذا ربما يعزى إلى تأثر الأطفال بأسلوب التنشئة الاجتماعية السائدة في المجتمع، والذي يركز على بعض الصفات الخاصة بجنس الذكور، كالتربية على المغامرة والجرأة والاعتماد على النفس، وتربية الأنثى على الخجل والهدوء وغيرها من الصفات الأنثوية.

كما وجدت الدراسة أن بعض الخصائص المرتبطة بالإبداع مثل المرونة والدافعية، وتحمل الغموض والحساسية، والتكيف مع الأكبر سناً، وتحمل المسؤولية، والقدرة على التحليل، وغيرها لم تحظ باهتمام المعلمين، لأنها خرجت من التحليل في المرحلة الأولى نظراً لتدنّي تشبعاتها بالعوامل، بالرغم من اتفاق أغلب الدراسات التربوية على أهميتها. وهذا يشير إلى وجود ضبابية من قبل المعلمين في معرفتهم بالخصائص السلوكية الشائعة بين الأطفال المتميزين، خاصة إذا ما تم مقارنة ذلك بالبحوث والأدبيات العالمية. فيلاحظ أن المعلمين يهتمون بالخصائص السلوكية التعليمية أكثر من الخصائص المرتبطة بالإبداع.

وقد خلصت الدراسة إلى عدم إلمام معلمي الصف الخامس والثامن بمعلومات كافية تساعدهم على تحديد خصائص الطلبة المتميزين، ممّا يعني ضرورة عدم المجازفة بالاستعانة برأي المعلمين في ترشيح الطلبة المتميزين، أو في تعبئتهم لنماذج الترشيح المعتمد على قياس وملاحظة الخصائص السلوكية للطلاب المتميّزين قبل أن يتم تعريف المعلمين بتلك الخصائص، وكيفية الكشف عنها.

كما قام الباحث منسي (1998) بدراسة تحت عنوان: خصائص الطلبة المتفوقين أكاديمياً (الموهوبين) في المرحلة الأساسية في مدارس مدينة أربد بالأردن، حيث هدفت الدراسة إلى معرفة خصائص الطلبة المتفوقين (الموهوبين) أكاديمياً في الصف السادس والسابع والثامن والتاسع والعاشر من المرحلة الأساسية في مدارس مدينة أربد بالأردن. وقد بلغ أفراد عينة الدراسة من المعلمين والمعلمات (140) معلماً ومعلمة، حيث طلب منهم أن يجيبوا عن مقياس رينزولي المعرّب والمطور ليناسب البيئة الأردنية. فقد حدد هؤلاء المعلمون والمعلمات أسماء الطلبة الذين تنطبق عليهم تلك الخصائص والسمات، حيث بلغ عددهم (610) طلاب وطالبات منهم (307) طلاب و(303) طالبات. وبعد إجراء المحكات والمعايير اللازمة لتحديد الطلبة المتفوقين أكاديمياً (الموهوبين) أصبح عددهم (426) طالباً وطالبةً، وهذه هي العينة القصدية التي تم الحصول عليها للطلاب والطالبات المتفوقين والمتفوقات أكاديمياً. وقد اعتمد الباحث في معياره لاختيار أفراد عينة الدراسة من الطلاب بشكلها النهائي (426) طالباً وطالبة على اختبار رافن للذكاء (المصفوفات المتتابعة المقنن على البيئة الأردنية)، ومن ثم تم رصد

علامات أولئك الطلاب في مدارسهم من واقع سجلات العلامات في المدارس التي شملتها العينة، وقد تم رصد هذه المعدلات بالتعاون مع المعلمين والمعلمات الذين يدرّسون عينة الدراسة.

كشفت الدراسة عن ترتيب معين لسمات الطلاب المتفوقين أكاديمياً، حيث بلغت تلك السمات (76)سمة تراوحت متوسطاتها من (3.52) وحتى (1.99) كحد أدنى، وقد كانت أبرز هذه الخصائص:

1. واثق من نفسه وذو شخصية قوية أثناء تقديمه لعمله أمام زملائه في الصف.
2. كلامه واضح وكتابته واضحة ومحددة ومباشرة.
3. متعاون مع زملائه ومعلميه.
4. يستخدم لغة جيدة ومفهومة للتعبير عن نفسه ببراعة.
5. ينظم عمله بصورة جيدة.

أما من حيث مجالات الخصائص السلوكية فقد كشفت الدراسة أن أبرزها وأعلاها رتبة هو مجال "سمات القيادة" حيث بلغ متوسط فقراته (3.30)، أما أدنى المجالات فهي مجال "السمات الموسيقية" حيث بلغ المتوسط لفقراته (2.10). كما كشفت الدراسة عن وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين خصائص الذكور والإناث لصالح الإناث على مقياس رينزولي، حيث بلغ مجموع المتوسطات الحسابية لفقرات مقياس الخصائص الكلي للذكور (214.28) وللإناث (223.11)، وهذا يعني كما يرى الباحث أن خصائص الطلبة المتفوقين (الموهوبين) أكاديمياً عند الإناث تكون ظاهرة أكثر منها عند الذكور.

كما قام الباحث كلنتن(1998) بدراسة بعنوان: مقياس تقييم الصفات السلوكية للطلبة المتميزين (SRBCSS). وقد وصف الباحث بأنّ هذا المقياس يعد من أشهر المقاييس السلوكية في التعرف على الأفراد المتميزين. وكما يقول الباحث فقد تم تقنينه في البيئة الكويتية والبيئة الأردنية وبيئة البحرين، وتم استخدامه في البيئة السعودية. لقد قام بتأليف المقياس الأصلي فريق عمل من جامعة كنيكتكت University of Connecticut الأمريكية برئاسة رنزولي Renzulli. وقد تضمن المقياس في نسخته الأمريكية عدة قوائم، كل قائمة تشمل عدة صفات سلوكية يمكن ملاحظتها تصف مجالاً معيناً. وقد اعتمد الباحث في هذه النسخة أربع قوائم فقط في مجالات الإبداع والقيادة والدافعية والتعلم دون غيرها من المجالات، وذلك لوضوحها ، ووفرة الأبحاث حولها في البيئة العربية ، على أن يتم تقويم هذه الصفات على مقياس متعدد المستويات وفقاً لطريقة ليكرت (من 1 إلى 5 درجات) القياسية. وقد أشار الباحث إلى أنّ قيم الصدق والثبات للمقاييس الأربعة وفقاً لما رصده المؤلفون الأصليون كانت على النحو التالي:

جدول(13): صدق وثبات مقياس تقدير السمات السلوكية

المجال	الصدق	الثبات
التعلم	0.88	0.89
الدافعية	0.91	0.85
الإبداع	0.79	0.91
القيادة	0.77	0.67

وقد قام الباحث بتقنين المقاييس الأربعة في البحرين، حيث تمت ترجمة نسخة عام 1976م باستخدام أسلوب الترجمة العكسية. حيث قام الباحث بالاستعانة بزميل متحدث باللغتين العربية والإنجليزية بترجمة القائمة العربية التي قام الباحث بترجمتها إلى الإنجليزية. ثمّ قامت زميلة بترجمة القائمة الإنجليزية التي هي من ترجمة الزميل السابق إلى اللغة العربية، حيث قام الباحث بمقارنة الترجمة الإنجليزية بالنسخة الأصلية فلم يجد فارقاً كبيراً بينهما. ثم قام الباحث بتطبيق الأداء على عينة استطلاعية قوامها (250) معلماً ومعلمة تم اختيارهم عشوائياً من جميع مدارس التعليم العام بدولة البحرين، حيث كان الهدف التأكد من وضوح الترجمة، والتعرف على أكثر الصفات أهمية للمعلمين المشاركين في التعرف على الموهوب، وذلك باستخدام التدريج ذي النقاط الخمس.

قام الباحث بعد ذلك ومن خلال التطبيق الفعلي للمقياس خلال العام 1991/1990م بملاحظة لجوء العديد من المعلمين إلى استخدام التقييم (3) (غير متأكد) كحل وسط. لذا فقد رأى الباحث استخدام طريقة ليكرت ذات الدرجات الأربع عوضاً عن الخمس درجات تفادياً لمثل هذه الحالات. إضافة إلى قيام الباحث بإعادة صياغة بعض العبارات، ليصبح المقياس في صورته النهائية.

قام الباحث بإجراء عملية التقنين على النسخة النهائية، وذلك من خلال (201) بين معلمٍ ومعلمةٍ تم اختيارهم عشوائياً من مدارس التعليم العام بدولة البحرين خلال العام الدراسي 1990- 1991م، وقد كانت درجات التقنين للمقاييس الأربعة هي على النحو التالي:

جدول(14): ثبات مقياس السمات السلوكية وفقاً لعينة (كلنتن، 1998)

المجال	الثبات
التعلم	0.786
الدافعية	0.512
الإبداع	0.646
القيادة	0.692

وقد رأى الباحث أنّ الخصائص السلوكية تعتبر متحققة للطالب أو الطالبة إذا تم الحصول على متوسط الدرجات وما أعلى، وبذلك تكون الحدود الدنيا للدرجات حسب المجالات على النحو التالي: الإبداع 25، القيادة 25، الدافعية 22.5، التعلم 20.

كما قام الباحث الزيات (1990) بدراسة بعنوان: القيمة التنبؤية لمقاييس تقدير الخصائص السلوكية واختبارات الذكاء في الكشف عن المتفوقين عقلياً، حيث هدفت هذه الدراسة إلى إعداد أداة تقدير تتناول الخصائص السلوكية للمتفوقين عقلياً يمكن على ضوئها الكشف المبكر عن مجتمع هذه الفئة وتحديدها، حتى يمكن إعداد البرامج الملائمة لرعايتهم، وصقل مواهبهم، وتنميتها، وترشيدها في مختلف المجالات. كما هدفت هذه الدراسة إلى التعرف على مدى إمكانية التنبؤ بالتفوق العقلي، والتحصيل الدراسي لدى الطلاب من خلال درجاتهم على مقاييس تقدير الخصائص السلوكية للمتفوقين عقلياً كما يحددها المعلمون.

وقد اعتمد الباحث بشكل كبير على قائمة الخصائص السلوكية للمتفوقين عقلياً لرينزولي، حيث اتبع الباحث تصنيف رينزولي للسمات على أربع فئات هي: الخصائص المتعلقة بالتعلم، والخصائص المتعلقة بالدافعية، والخصائص المتعلقة بالابتكارية، والخصائص المتعلقة بالقيادة، وقد وضع الباحث (25) خاصية في كل فئة من الفئات الأربع السابقة. أما عينة الدراسة التي اعتمد عليها الباحث فقد شملت (277) طالباً من طلاب الصف الأول والثاني والثالث الثانوي بمكة المكرمة.

وقد أوجد الباحث براهين صدق المقياس من خلال ثلاث طرق. أولها طريقة المقارنة الطرفية، حيث أسفرت نتائج المقارنة الطرفية لأعلى (25٪) وأدنى (25٪) من درجات الطلاب _على كل هذه الموازين بالنسبة لدرجاتهم على مقاييس تقدير الخصائص السلوكية للمتفوقين عقلياً_ عن دلالة الفروق بين المتوسطات عند أقل من (0.01) مما يشير إلى صدق هذه الموازين وتمييزها بين هاتين الفئتين. أما الطريقة الثانية فكانت من خلال معاملات ارتباط درجات كل مقياس من المقاييس الأربعة ودرجاتهم على اختبارات: المصفوفات المتتابعة، واستجابة شهادة الكفاءة المتوسطة، والاختبارات النصفية بالمرحلة الثانوية. وقد كانت معاملات الارتباط تتراوح ما بين (0.251) و (0.498) وجميعها دالة إحصائياً عند أقل من (0.01). أما الطريقة الثالثة فهي الصدق العاملي، حيث استخدم الباحث طريقة المكونات الرئيسة. وقد وجدت الدراسة فقرات المقاييس الأربعة مشبعة تشبعاً عالياً بالعامل العام الذي تقيسه كل هذه المقاييس، حيث تراوحت التشبعات ما بين (0.457) و (0.783). وقد كانت النسب المئوية التي تمثلها

هذه العوامل في التباين الكلي تتراوح ما بين (81.7٪) للدافعية، و(100٪) للتعلم. وأن قيمة الجذر الكامن تتراوح ما بين (6.96) للدافعية و(9.662) للتعلم. ومعنى ذلك أن العوامل التي تمثل هذه المجموعات من الخصائص السلوكية هي عوامل أحادية ذات صدق عاملي جيد. أما ثبات المقاييس فقد تم إيجادها من خلال طريقة الاتساق الداخلي، والتجزئة النصفية، ومعادلة جتمان. وقد تراوحت معاملات ثبات الاتساق الداخلي للمقاييس الأربعة ما بين (0.906) و (0.949).

وقد كشفت الدراسة عن أن مقاييس تقدير الخصائص السلوكية للمتفوقين عقلياً قد ميزت بوضوح وبفروق ذات دلالة إحصائية بين درجات الذكاء، كما يقاس باختبار المصفوفات المتتابعة؛ مما يؤكد الصدق التنبؤي للمقاييس الأربعة. كما أظهرت الدراسة أن مقاييس تقدير الخصائص السلوكية للمتفوقين عقلياً كما قدّرها المعلمون قد ميزت بوضوح وبفروق دالة إحصائياً بين المستويات المختلفة للتحصيل الدراسي، سواء في الاختبارات النصفية أو اختبارات الكفاءة المتوسطة. كما أظهرت الدراسة أيضاً أن مقاييس تقدير الخصائص السلوكية للمتفوقين عقلياً كانت مرتبطة بعضها ببعض، وبشكل دال إحصائياً، حيث تراوحت ما بين (0.687) و(0.868). وبذلك أظهرت الدراسة أن هذه الخصائص توجد لدى المتفوقين عقلياً بشكل متزامن، وهي بذلك تؤكد ما ذهبت إليه بعض الدراسات من أنّ هذه الخصائص مترابطة فيما بينها، وأنها لا تظهر استقلالاً نسبياً فيما بينها.

كما كشفت الدراسة عن أن القيمة التنبؤية لمقاييس تقدير الخصائص السلوكية للمتفوقين عقلياً بالتحصيل الدراسي للطلاب أقوى من القيمة التنبؤية لاختبار الذكاء (اختبار رافن للمصفوفات المتتابعة) بالتحصيل الدراسي للطلاب. وقد رأى الباحث أنّ تفسير ذلك يعود إلى أنّ هذه الخصائص السلوكية للمتفوقين عقلياً ، المتعلقة بالتعلم والدافعية والابتكارية والقيادة تعبر عن نفسها بشكل متواتر ، وتظهر في مختلف المواقف ، مما يمكن المعلمين من تقديرها بشكل أكثر دقة. وهناك تفسير آخر ، وهو أن المعلمين يصدرون أحكامهم أو تقديراتهم للخصائص السلوكية في ضوء تأثرهم بالإنجاز التحصيلي للطلاب ، مما يجعل هذا التقدير مقترناً بهذا الإنجاز.

وقد خلصت الدراسة إلى إمكانية الاعتماد على تقديرات المعلمين للخصائص السلوكية للمتفوقين عقلياً في الكشف المبكر عن المتفوقين عقلياً ، وأنه يمكن زيادة فعالية إجراءات الكشف المبكر عن المتفوقين عقلياً باستخدام مقاييس تقدير الخصائص السلوكية للمتفوقين عقلياً إلى جانب الإجراءات التقليدية المتمثلة في استخدام الاختبارات العقلية (الذكاء والاستعدادات) وكذلك اختبارات التحصيل. وأن الخصائص السلوكية للمتفوقين عقلياً يرتبط بعضها ببعض ، مما يشير إلى أنها خصائص سلوكية غير مستقلة نسبياً ، وأن معنى هذا إمكانية الكشف عن المتفوقين عقلياً باستخدام أي مقياس فرعي من مقاييس تقدير الخصائص السلوكية للمتفوقين عقلياً ، الخاصة بالتعلم والدافعية والقيادة.

كما قام الباحثان معاجيني وهويدي (1995) بدراسة تحت عنوان: الفرق بين الطلبة المتفوقين والعاديين في المرحلة الإعدادية بدولة البحرين على مقياس تقدير الخصائص السلوكية للطلبة المتفوقين. وقد هدفت الدراسة إلى محاولة الكشف عن الفروق بين الطلبة المتفوقين والعاديين في المرحلة الإعدادية بدولة البحرين باستخدام أداة غير تقليدية، وهي مقياس تقدير الخصائص السلوكية للطلبة المتفوقين (SRBCSS) من إعداد رنزولي وزملائه Renzulli et.al عام 1976م. وقد تكونت عينة الدراسة من (383) طالباً وطالبة من الملتحقين بالصفوف الدراسية الثلاثة في عدد من المدارس الإعدادية الحكومية بدولة البحرين. وقد اعتمد الباحث في دراسته على مجموعة من المحكات لاختيار الطلاب المتفوقين وهي:

1. مستوى التحصيل الدراسي المقاس بمجموع درجات الطالب في الفترة الأولى من العام الدراسي 91- 1992م.
2. درجات الطالب على استبيان اختيار الزملاء في الصف: وهو يعتمد على تزكيات طلاب الفصل لأفضل أربعة طلاب في كل خاصة من الخصائص التي أجمعت الدراسات السابقة على أنها تميز الطلاب المتفوقين.
3. الدرجة الكلية على مقياس تقدير الخصائص السلوكية للطلاب المتفوقين والموهوبين (SRBCSS) وهو المقياس موضع الدراسة.

وقد تم تحديد محك التفوق العقلي للطالب بأن ترتفع درجة الطالب عن المتوسط بانحراف معياري واحد في المحكات الثلاثة معاً. وقد كان الاختيار يتم على مستوى كل فصل على حدة.

وبناء على هذا المعيار، فقد تم اختيار عدد (82) طالباً وطالبة كطلاب متفوقين عقلياً، أما بقية أفراد العينة فهم عبارة عن طلاب وطالبات عاديين. كما تم اختيار عينة من هؤلاء الطلبة العاديين من باقي أفراد العينة الكلية بحيث روعي في اختيارهم ضمن العينة الضابطة أن يكونوا من النوع نفسه، والعمر الزمني، في المدرسة والصف الدراسي نفسه لأفراد عينة المتفوقين، وألا تقل درجاتهم في المحكات الثلاثة المستخدمة عن المتوسط الحسابي للعينة الكلية، وبذلك انطبقت هذه الشروط على تسعين طالباً وطالبة.

وقد قام الباحثان بإجراء تقنين لمقياس الخصائص السلوكية للطلاب المتفوقين والموهوبين من إعداد رونزولي وزملائه عام 1976م، حيث قام الباحثان بترجمة المقياس، ونقله إلى اللغة العربية. وقد اشترط الباحثان عند مراجعتهما للخصائص من خلال مراجعة التراث العلمي المنشور حولها أن تتفق نتائج ثلاث دراسات على الأقل على أهمية الخاصية المختارة للطلاب المتفوقين. وقد قام معدو المقياس بحساب ثبات المقياس بطريقتي إعادة الاختبار وثبات المصححين، حيث وجدا أن معاملات ثبات الأبعاد الفرعية الأربعة بطريقة إعادة الاختبار تراوحت بين (0.77) و(0.91) أما في طريقة ثبات المصححين، فقد تراوحت معاملات الثبات ما بين (0.67) و (0.91). أما فيما يخص البرهنة على صدق المقياس، فقد تمت بعدة طرق، منها

الصدق التمييزي للمقياس، وذلك بتطبيق المقياس على مجموعتين: إحداهما متفوقة والأخرى عادية، حيث أظهرت الدراسة وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى (0.01) بين متوسطات المجموعتين على جميع الأبعاد الأربعة لصالح المجموعة المتفوقة عقلياً.

وقد تكون المقياس في صورته النهائية عند الباحثين من (37) بنداً موزعة على أربعة أبعاد فرعية هي: التعلم ويضم (8) بنود. والدافعية وتضم (9) بنود، والابتكارية وتضم (10) بنود، وأخيراً القيادة وتضم (10) بنود. أما درجات التقدير فقد كانت في أربعة مستويات هي: دائماً، وغالباً، وأحياناً، ونادراً. حيث تحصل على درجات 4، 3، 2، 1 على التوالي، وبذلك يتراوح مدى الدرجات ما بين (37) درجة إلى (148) درجة.

وقد استخدم الباحثان ثلاث طرق لحساب ثبات المقياس، حيث كانت نتائجهما على النحو التالي: معامل الاستقرار بلغ (0.65) وهو دال عند مستوى دلالة (0.01) (ن=68) وكانت الفترة بين التطبيقين حوالي شهرين، أما معامل الاتساق الداخلي فقد تراوحت معاملات الارتباط بين الأبعاد الفرعية للمقياس من (0.82) إلى (0.97) وجميعها دالة عند مستوى (0.01). أما الطريقة الثالثة فهي حساب معامل الموضوعية وذلك بحساب معامل الارتباط بين تقديرات مجموعتين من المعلمين لنفس التلاميذ حيث بلغ معامل الموضوعية (0.47) وهو دال إحصائيا عند مستوى دلالة (0.01) (ن=383).

أمّا بالنسبة للصدق، فقد اعتمدت الدراسة في تحققها من صدق المقياس على نوعين من الصدق هما: الصدق التلازمي، وصدق التكوين الفرضي. وقد بلغ معامل الارتباط بين متوسط درجات المعلمين على المقياس ودرجة التحصيل الدراسي للطالب (0.72) وهو دال عند 0.001 (ن=383). كمؤشر على الصدق التلازمي. كما تم حساب معامل الارتباط بين المقياس واختبار التفكير الابتكاري للأطفال، حيث بلغت معاملات الارتباط مع أبعاد المرونة (0.39) والطلاقة (0.39) والأصالة (0.35) والسمات الابتكارية (0.35) وجميعها دالة عند مستوى (0.01) وهي قريبة من درجة الارتباط في التقنين الأصلي للمقياس.

أما صدق التكوين الفرضي فقد استخدمت الدراسة أسلوب التحليل العاملي حيث استخدم الباحثان طريقة المكونات الأساسية لهوتلنج مع تدوير للمحاور بطريقة الفاريماكس. وقد وجدت الدراسة أن العامل الأول يقترب في معناه من فكرة العامل العام، حيث استوعب هذا العامل (76.2٪) من التباين الكلي للمقياس. كما أنّ (31) بنداً كانت نسبة تشبعها على هذا العامل تزيد عن (0.60) وبندين فقط هما البند (10) و (26) كان تشبعهما أقل من الحد الأدنى. وقد سمى الباحثان هذا العامل بـ "سلوكيات التعلم" حيث تتركز أعلى تشبعاته على البنود ذات الصلة بالخصائص السلوكية للتعلم الجيد والفعال. وقد رأى الباحثان بأن هذا العامل يعكس تصور أفراد العينة من المعلمين حول مفهوم "التفوق العقلي". حيث إنّه الأقرب إلى معنى التفوق الدراسي.

أما العامل الثاني فقد بلغت نسبة تباينه (7.1٪) وأطلق عليه عامل "السلوك الاجتماعي". كما استوعب العامل الثالث (6.1٪) من التباين الكلي، وتم تسميته بعامل "السلوك القيادي" أما العامل الرابع فقد أسهم بنسبة (3.1٪) من التباين الكلي، وهو عامل غير جوهري حيث إن جذوره الكامن أقل من واحد صحيح طبقاً لمحك (جتمان) لتحديد العوامل. وبناء على ما سبق بلغت النسبة الكلية لتباين العوامل الثلاثة (89.4٪) وهي نسبة مرتفعة تشير إلى أن هذه العوامل المستخرجة تكفي لاستيعاب قدر كبير من التباين الكلي للمقياس. أما فيما يخص الإجابة عن تساؤل البحث، فقد كشفت الدراسة وجود فروق ذات دلالة إحصائية في جميع أبعاد المقياس الأربعة (الابتكار والقيادة والتعلم والدافعية) إضافة إلى الدرجة الكلية للمقياس بين الطلاب المتفوقين والطلاب العاديين. كما كشفت الدراسة عن وجود فروق بين المتفوقين الذكور والمتفوقات الإناث في أبعاد الابتكار، والقيادة، والدافعية، والدرجة الكلية لصالح الذكور، مع عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث في بعد التعلم.

وقد خلصت الدراسة إلى إمكانية التعرف على الطلاب المتفوقين من خلال تقديرات معلميهم لخصائصهم السلوكية، وهذا كما ترى الدراسة لا يعني إمكان الاقتصار على هذا التقدير أو الاستعاضة به عن نتائج الأدوات الشائعة الاستخدام في الكشف عن قدرات الطلبة، مثل مقاييس الذكاء المختلفة، واختبارات التحصيل والابتكار. ويرى الباحثان بأنه يمكن اعتبار مقاييس تقدير الخصائص السلوكية للطلاب المتفوقين الخطوة الأولى في عملية التعرف، أي أنها يمكن أن تستخدم كأداة تصنيفية أولية توفر

الكثير من التكاليف في الوقت والجهد التي تتطلبها اختبارات الذكاء والابتكار. كما أن هذا الأسلوب العلمي الموضوعي يمتاز بإمكانية استخدامه من قبل المعلمين في كل المراحل الدراسية بعد تدريب قصير يؤهلهم للتعرف على الطلاب الذين يزداد احتمال أن يكونوا متفوقين.

كما خلصت الدراسة إلى وجود مفهوم غير علمي عن التفوق لدى أفراد العينة من المعلمين، ويبدو أن المعلمين ينظرون للتفوق على أنه مرادف أو مرتبط بالتفوق الدراسي. وترى الدراسة بأن اهتمام المعلمين يزداد بالخصائص السلوكية المرتبطة بالحصول على درجات عالية في المواد الدراسية، حيث إنّ بعد "التعلم" هو البعد الوحيد الذي لم تظهر فيه فروق دالة بين الطلبة والطالبات. في حين أنّ بعد القيادة كان البعد الوحيد الذي ظهرت فيه الفروق الدالة بين الصفوف الدراسية. وقد رأى الباحثان بأن هذا يعكس عدم الاهتمام أو التركيز على مظاهر التفوق الأخرى غير الدراسية.

التعليق على الدراسات السابقة

من خلال مراجعة الباحث للدراسات السابقة يستخلص الباحث ما يأتي:

1. أكدت دراسات كل من (Keston et al.,2002) و(Terrell,2002) و(Brooks,2001) و (Mc Coach & Siegle,2001) و(Jerry et al.,1998) و(Weimer,1996) أنّ القدرة التنبؤية لتحليل الانحدار مرتفعة جداً.

2. أكدت دراسة (Keston et al.,2002) أنّ تحليل الانحدار اللوجستي مقارنة بالأساليب الإحصائية النظيرة يتميّز بقلة الافتراضات التي يتطلبها التحليل.

3. كما أظهرت دراسة (Xiao,2002) فاعلية الانحدار اللوجستي في تكوين مؤشرات مبسطة بأوزان مختلفة من مكوناته الأساسية من أجل التنبؤ باحتمال وقوع الأحداث.

4. كما أظهرت الدراسات مثل (Brooks,2001) أنّ قدرة نموذج تحليل الانحدار اللوجستي على دقة التنبؤ الصحيح تزداد مع ارتفاع نسبة الخطورة، أي كلما ابتعدت الحالات عن منتصف التوزيع، ممّا يجعله ملائماً لمثل تلك الظروف التربوية.

5. أظهرت دراسة (Jerry et al,1998) الإمكانية الكبيرة لتحليل الانحدار اللوجستي في تطوير الكثير من الاستراتيجيات التطبيقية، وكذلك أهمية التمييز في بناء الاستراتيجيات من خلال الانحدار اللوجستي بين المتغيّرات الساكنة، والمتغيرات التي يمكن أن تتغيّر بين فينة وأخرى.

6. كما أكدت دراسة (Mc Coach & Siegle,2001) فائدة الانحدار اللوجستي في ضبط المتغيّرات المختلفة، ومقارنة قوة المساهمة النسبية لكل متغيّر عند ضبط أثر المتغيّرات الأخرى.

7. كما أظهرت الدراسات السابقة بشكل عام القوة التفسيرية التي يتمتع بها تحليل الانحدار اللوجستي، خاصة في تنبؤه باحتمالات الأحداث بناء على متغيّرات محددة تخص الحالات، وخاصة في القدرة التفسيرية للمعاملات.

8. كما أظهرت أغلب الدراسات مثل (Keston et al.,2002) و(Brooks,2001) و (McCoach & Siegle,2001) و(Weimer,1996) أنّ جداول التصنيف هو الأسلوب الإحصائي الأوسع استخداماً في تقويم جودة المطابقة في نماذج الانحدار اللوجستي، وأنّ نسبة التصنيف الصحيح هي الإحصاءة الأكثر شعبية في عرض نتائج ذلك التحليل.

10. كما أظهرت الدراسات مثل (Brooks,2001) أنّ أغلب التنبؤات الضعيفة وغير الصحيحة تأتي من الحالات التي تقترب احتمالات فشلها أو نجاحها من (50٪)، وهي نفس المنطقة التي تقع فيها أغلب الحالات.

أمّا فيما يخص الدراسات السابقة في موضوع الكشف عن الموهوبين، فقد استخلص الباحث ما يأتي:

1. أكدت دراسة (Schreiber,2002) أنّ متغيّرات مستوى تعليم الوالدين، والجنس، والخبرة السابقة في البرامج الإثرائية والتقدير الذاتي للطالب جميعها مرتبطة وبشكل دال إحصائياً باحتمال حصول الطلاب على درجات أعلى من المعدّل الدولي في العلوم والرياضيات، أمّا الجنس فليس له أي دلالة إحصائية.

2. كما أكدت الدراسات (Mc Coach & Siegle,2001) و(Peter,1999) و(Jerry et al.,1998) و أهمية التحصيل الدراسي والالتزام والدافعية في استمرار الطلاب في الجامعات، وفي التنبؤ بالطلاب الموهوبين مرتفعي التحصيل، وأنّ تأثيرهما له دلالة إحصائية.

3. كما أظهرت الدراسة (Modi et al.,1998) أنّ تأثير العرق له دلالة إحصائية في التنبؤ بالموهبة الأكاديمية للطلاب، وكذلك مستوى تعليم الوالدين، ومستوى أعمالهم أيضاً. وأكدت الدراسة أيضاً أنّ المتغيّرات الاجتماعية والاقتصادية مع أهميتها يصبح تأثيرها أبلغ عند ربطها بسلوك الطلاب أنفسهم واتجاهات والديهم وأقرانهم.

4. أمّا دراسة (Terrell,2002) فأظهرت أنّ النمط المعرفي له تأثير مختلف في التنبؤ بالموهبة الأكاديمية للطلاب والطالبات وفقاً للجنس، وأنّ النمط المعرفي لا يوصى باستخدامه كمتنبئ مع الفئات العمرية الصغيرة، وفي حالة استخدامه يجب الحذر في التفسير.

5. استخدمت العديد من الدراسات مثل (Modi et al.,1998) و(Terrell,2002) و(Mc Coach & Siegle,2001) مصطلح الموهبة إجرائياً للإشارة للموهبة والتفوق التحصيلي (الأكاديمي).

6. كما أكدت دراسة (Mc Coach & Siegle,2001) أثر اتجاهات الطلاب نحو المعلمين ونحو المدرسةً في الموهبة الأكاديمية. وإضافة للدراسات التي تمت الإشارة إليها سابقاً، أكدت هذه الدراسة أيضاً على التأثير الدال إحصائياً للدافعية، وأنّ انخفاض الدرجات على

مقياس الدافعية بنقطة واحدة يؤدي إلى ارتفاع الاحتمال بأن يكون ذلك الطالب غير موهوب أكاديمياً بمقدار الضعف.

7. أمّا دراسات (حداد وسرور، 1999) و(كلنتن، 1998) و(منسي، 1998) و(معاجيني وهويدي، 1995) و(الزيات، 1990) فقد أكدت جميعها وبطرق امبريقية تمتّع مقاييس تقدير المعلمين للسمات السلوكية للطلبة الموهوبين والمتميزين بخصائص سيكومترية جيّدة.

8. أكدت دراستا (كلنتن، 1998) و(معاجيني وهويدي، 1995) في صورتيهما لمقياس تقدير للمعلمين للسمات السلوكية للطلاب المتميزين على البيئة البحرينية ملائمة هذا المقياس للاستخدام العلمي وتمتعه بخصائص سيكومترية مناسبة، خاصة من حيث صدق وثبات الأداة وبأساليب عديدة من البراهين.

9. أكدت دراسات (حداد وسرور، 1999) و(منسي، 1998) على أنّ السمات الشخصية الأربعة (القيادة، التعلم، الابداع، الدافعية) ظهرت بأشكال وأوزان مختلفة عند تحليل آراء المعلمين حول خصائص وسمات الموهوبين، مع اختلاف طرق وأدوات المسح وجمع البيانات.

10. أكدت دراسة (معاجيني وهويدي، 1995) على إمكانية التعرّف على الطلاب المتفوقين من خلال تقديرات معلميهم لخصائصهم السلوكية، وأنّه يمكن استخدام مقاييس التقدير كخطوة أولى في عملية التعرّف، حيث تمتاز بإمكانية استخدامها في جميع المراحل، وبأقل حد من المتطلبات.

11. اتفقت دراسة (حداد وسرور، 1999) و(منسي، 1998) و(معاجيني وهويدي، 1995) و(الزيات، 1990) أنّ المعلمين عادة ما ينظرون إلى الموهبة والتفوق كمرادف للتفوق الدراسي، وأنّ اهتمام المعلمين بالتحصيل الدراسي للطلاب يظهر بجلاء في أدوات تقديرهم للسمات السلوكية للطلاب، وهذا ما يجعل بعد "التعلّم" واضحاً في أغلب التطبيقات.

12. كما أظهرت دراسات (حداد وسرور، 1999) و(منسي، 1998) و(معاجيني وهويدي، 1995) أنّ تأثير التنشئة الاجتماعية في المجتمع وحتى للمعلمين تجعل تقديراتهم للسمات السلوكية للطلاب والطالبات المتميّزين تختلف باختلاف الجنس، حيث تظهر الفروق حسب الجنس في سمات "القيادة" لصالح الذكور، في حين أنّ تلك الفروق تختفي في سمات أخرى مثل "التعلّم"، كما هو في دراسة (معاجيني وهويدي، 1995)، أو تكون لصالح الإناث كما هو في دراسة (منسي، 1998) التي أكدت ظهور خصائص الطلبة الموهوبين أكاديمياً لدى الإناث بوضوح أكثر منها لدى الذكور.

13. أمّا دراسة (الزيات، 1990) فقد برهنت أنّ مقاييس تقدير السمات السلوكية لها قدرة لتمييز التفوق العقلي، والتفوق في التحصيل الدراسي يفوق بعض اختبارات الذكاء.

14. أكدت دراسة (الزيات، 1990) ارتباط الأبعاد الأربعة (التعلم، والدافعية، والابتكار، والقيادة) بعضها ببعض واتساقها، وأنّها نسبياً لا

تظهر أي استقلال، وأنّ هذه السمات والخصائص واضحة لدى الطلاب الموهوبين وتعبّر عن نفسها بشكل متواتر، وأنّه بناء على ذلك يمكن استخدام أي مقياس فرعي من المقاييس الأربعة للسمات السلوكية على حدة للتنبؤ بالطلاب الموهوبين.

15. كما أكدت دراسة (الزيات، 1990) على أنّ إجراءات الكشف عن المتفوقين عقلياً يمكن زيادة فاعليتها باستخدام مقاييس تقدير السمات السلوكية إلى جانب الإجراءات التقليدية المتمثلة في استخدام الاختبارات العقلية والاختبارات التحصيلية.

16. كما أكدت دراسة (حداد وسرور، 1999) تركيز المعلمين في تقديرهم للسمات السلوكية للطلاب والطالبات المتميزين على الخصائص الأخلاقية، المتضمنة سلوك الهدوء، واللطف، ومراعاة مشاعر الآخرين، واحترام آرائهم، والتواضع. أمّا الخصائص المرتبطة بالإبداع مثل المرونة، والدافعية، وتحمّل الغموض، والحساسية، والتكيّف، وتحمّل المسؤولية، والتحليل، وغير ذلك من السمات فإنّها لم تحظ باهتمام المعلمين. وقد أكدت الدراسة بأنّ تلك النتائج تؤكد ضبابية معرفة المعلمين بالخصائص السلوكية للطلاب الموهوبين، وأنّ إلمامهم أفضل إلى حد ما فيما يخص السمات السلوكية التعليمية.

17. أمّا دراسة (آل شارع وآخرون، 1421) فقد أظهرت أنّ أفضل الطرق المستخدمة في الكشف عن الموهوبين عقلياً من حيث الفاعلية والكفاءة

هو اختبار الذكاء الجمعي، أمّا من حيث الفاعلية وحدها فقد جاء التحصيل العام أولاً ثمّ التحصيل في مادة العلوم.

وبناء على المراجعات والخلاصات السابقة، فإنّ هذه الدراسة ستتميّز بعمق تركيزها الإحصائي على استكشاف نقاط قوّة تحليل الانحدار اللوجستي، سواء في حلوله الرياضية أو قوته التفسيرية التطبيقية، إضافة إلى ما تتميّز به في شقها التطبيقي من إمكانية للوصول إلى نموذج رياضي يوضع بين أيدي المربين للوصول إلى نتائج وقرارات مهمّة، من خلال تخطي العديد من الخطوات والإجراءات المكلفة مادياً وزمنياً وفنياً.

فروض الدراسة

بعد مراجعة الباحث للأدبيات والدراسات السابقة، وللإجابة عن تساؤلات هذه الدراسة، فإنّ الباحث صاغ بعض الفروض الصفرية التي سيقوم باختبارها للوصول إلى إجابات بعض تساؤلات الدراسة على النحو التالي:

السؤال الأول: ما المشكلات الإحصائية التي تواجه الباحثين عند محاولة تطبيق انحدار المربعات الدنيا لنمذجة متغيرات السمات السلوكية للطلاب المتميزين مع نتيجة الكشف عنهم من خلال اختبار القدرات العقلية؟
سيقوم الباحث في محاولة الإجابة عن هذا التساؤل باختبار الفرض التالي:

الفرض (1- 1): بواقي نموذج الانحدار الخطي لتوفيق بيانات السمات السلوكية للطلاب مع نتائج تصنيفهم كموهوبين أو غير موهوبين تتبع التوزيع الاعتدالي.

السؤال الثاني: ما مدى ملاءمة نموذج الانحدار اللوجستي لتوفيق بيانات السمات السلوكية مع تصنيف الطلاب الموهوبين ؟

وفروضه الصفرية هي:

الفرض (2- 1): جميع عوامل نموذج الانحدار اللوجستي تساوي صفراً.

الفرض (2- 2): لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين القيم المشاهدة والقيم المتوقعة من النموذج الذي تم توفيقه.

الفرض (2- 3): المساحة تحت منحنى ROC الناتج من توفيق السمات السلوكية، وتصنيف الموهوبين بنموذج الانحدار اللوجستي لا تختلف عن المساحة الموجودة تحت قطر الصدفة (50٪).

السؤال الثالث: ما طرق تفسير معاملات الانحدار اللوجستي عند نمذجة متغيرات السمات السلوكية للطلاب المتميزين مع نتيجة الكشف عنهم من خلال اختبار القدرات العقلية؟ وكيف تفسّر تلك المعاملات في كل طريقة؟

السؤال الرابع: ما القدرة التنبؤية لكل من السمات الإبداعية، والقيادية، والدافعية، والعلمية لدى الطلاب المتميزين في الكشف عن الموهوبين منهم؟

وفروضه الصفرية هي:

الفرض (4- 1): قيمة معامل السمات الإبداعية في النموذج اللوجستي الذي تمّ توفيقه لا تختلف عن الصفر.

الفرض (4- 2): قيمة معامل السمات القيادية في النموذج اللوجستي الذي تمّ توفيقه لا تختلف عن الصفر.

الفرض (4- 3): قيمة معامل سمات الدافعية في النموذج اللوجستي الذي تمّ توفيقه لا تختلف عن الصفر.

الفرض (4- 4): قيمة معامل سمات التعلّم في النموذج اللوجستي الذي تمّ توفيقه لا تختلف عن الصفر.

السؤال الخامس: هل تختلف القدرة التنبؤية للسمات السلوكية في الكشف عن الطلاب الموهوبين باختلاف تخصصات المعلمين الذين قاموا بتقدير تلك السمات؟

وفروضه الصفرية هي:

الفرض (5- 1): جميع عوامل نموذج الانحدار اللوجستي الذي يتضمن حدّ التفاعل مع تخصص المعلمين تساوي صفراً.

الفرض (5- 2): لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين القيم المشاهدة والقيم المتوقعة من النموذج الذي يتضمن حدّ التفاعل مع تخصص المعلمين.

الفرض (5- 3): المساحة تحت منحنى ROC الناتج من توفيق السمات السلوكية وتصنيف الموهوبين بنموذج الانحدار اللوجستي الذي يتضمن حدّ التفاعل مع تخصص المعلمين لا تختلف عن المساحة الموجودة تحت قطر الصدفة (50٪).

الفرض (5- 4): قيمة معامل السمات الإبداعية في النموذج اللوجستي لا تختلف باختلاف تخصص المعلمين.

الفصل الثالث

إجراءات الدراسة

منهج البحث

نظراً لطبيعة هذه الدراسة بشقيها الإحصائي والتطبيقي، فإنّ الباحث اعتمد على المنهج الوصفي، والذي يعرّفه العساف (1416، ص189) بأنّه "كل منهج يرتبط بظاهرة معاصرة بقصد وصفها وتفسيرها". وقد قام الباحث باستخدام المنهج الوصفي التطبيقي لتحقيق أهداف الدراسة المتعلقة بوصف نماذج الانحدار اللوجستي، ووصف كيفية استخدامها في بناء النماذج التنبؤية عندما تكون المتغيّرات التابعة ثنائية القيمة، وتقويم النماذج وتطبيقها.

أمّا لتحقيق أهداف الشق التطبيقي من الدراسة، وهو الكشف عن القدرة التنبؤية للسمات السلوكية في الكشف عن الطلاب الموهوبين، فإنّ الباحث اعتمد على المنهج الوصفي الارتباطي Correlational Research ، وذلك لاهتمام البحث بتحديد العلاقات القائمة بين المتغيّرات. ويرى العديد بأنّه يمكن من خلال هذا البحث الارتباطي فهم الظواهر بشكل أفضل من خلال وصف العلاقات بين المتغيّرات، إضافة إلى تمكين الباحث من خلال أساليب إحصائية متقدمة من إجراء التنبؤات لمتغيّر ما باستخدام متغيّرات أخرى كما تفعل أساليب الانحدار البسيطة والمتعدّدة بأنواعها (آري وآخرون، 2004، ص456؛ أبوعلام، 2004،ص231) . وكما وضح أبو علاّم(2004،ص231) وملحم (2002،ص279) بأنّ البحوث الارتباطية مع أنّها تصنّف ضمن البحوث الوصفية لأنّها تصف الحالة الراهنة، إلاّ أنّ البحوث الارتباطية تختلف عن البحوث الوصفية في أنّ الحالة التي يتم وصفها

ليست كالحالة التي يجري وصفها في تقارير الذات، أو دراسات الملاحظة التي تعتمد عليها البحوث الوصفية، بل إنّ البحوث الارتباطية تصف درجة العلاقة بين المتغيّرات وصفاً كمياً لأنّه عادة ما يكون هذا الوصف هو الغرض من جمع البيانات. ومع ذلك، فإنّ على الباحث عدم الخلط بين العلاقة الارتباطية والعلاقة السببية أو ما تسمى علاقة العلة والمعلول، حيث إنّ علاقة العلة والمعلول لا يمكن تحديدها إلاّ عن طريق البحث التجريبي (أبوعلام، 2004، ص231). وكما يذكر مراد وهادي (2002، ص361) أنّه على الرغم من أنّ البحوث الارتباطية لا تستطيع تحديد أسباب العلاقات، فإنّها تستطيع أن تقترح الأسباب، بحيث تفتح تلك الاقتراحات الطريق لإجراء الدراسات التجريبية.

مجتمع الدراسة وعينتها

مجتمع الدراسة هم طلاب الصف الخامس الابتدائي بتعليم محافظة جدة (بنين)، المرشحون لبرامج رعاية الموهوبين، بناء على ترشيح المعلمين لهم وفقاً لتقدير السمات السلوكية لهم خلال العام الدراسي 1428/1427 هـ. وقد بلغ العدد الإجمالي للطلاب الذين تمّ تقدير سماتهم السلوكية من قبل معلميهم وترشيحهم لبرامج رعاية الموهوبين ثلاثمائة وواحداً وأربعين طالباً.

أمّا عينة الدراسة فهي جميع الحالات الصالحة للاستخدام، حيث إنّ الباحث بعد استبعاد الاستمارات غير المكتملة حصل على عدد مائتين واثنتين وتسعين حالة شكلت العينة النهائية التي اعتمدت عليها نتائج الدراسة، وهم يشكلون مايقارب (86٪) من مجموع مجتمع الدراسة.

أدوات الدراسة

اعتمدت هذه الدراسة على أداتين علميتين تمّ من خلالهما جمع البيانات بالتعاون مع إدارة الموهوبين بالإدارة العامة للتربية والتعليم (بنين) بمحافظة جدة:

الأداة الأولى هي: مقياس تقدير السمات السلوكية للطلاب المتميّزين Scales for Rating the Behavioral Characteristics of Superior Students (SRBCSS) من تأليف رينزولي Renzulli وزملائه في عام 1976م، حيث بدأ تطويره من خلال احتوائه على عشرة أبعاد، أمّا صورته الحالية فهي بأربعة عشر بعداً. وقد تمّ تقنين هذا المقياس وخاصة أربعة أبعاد منه هي: القيادية، والابداع، والدافعية، والتعلّم في أكثر من دولة عربية. أمّا الصور التي يجري العمل بها في المملكة فهي تعتمد على صورتين متقاربتين للمقياس تم تقنينهما على البيئة الخليجية، وتحديداً في البحرين، وهما صورتا الباحثين معاجيني وهويدي(1995) وكلنتن(1998).

وبالاضافة للخصائص السيكومترية التي عرضها كلنتن (1998) ومعاجيني وهويدي (1995)، قام الباحث بالتحقق من صدق وثبات الأداة بعد حصوله على البيانات التفصيلية لعدد خمسين حالة من مجموع أفراد عينة الدراسة، حيث كانت معاملات الثبات على النحو التالي:

جدول(15): ثبات مقياس السمات السلوكية وفقاً لدراسة الباحث

المجال	عدد العبارات	الثبات (ألفا كرونباخ)
التعلم	6	0.881
الدافعية	9	0.561
الإبداع	9	0.875
القيادة	7	0.862

وعند مقارنة معاملات ثبات الأداة التي حصل عليها الباحث مع نتائج جدول رقم (13) ص 168 وجدول رقم (14) ص170 يتضح أنّ جميع أبعاد السمات السلوكية في هذه الدراسة تتمتّع بمعاملات ثبات عالية.

كما قام الباحث بالتحقق من الاتساق الداخلي لأبعاد السمات السلوكية لنفس العدد من الحالات حسب الجدول التالي:

جدول(16): معاملات الاتساق الداخلي لمجالات مقياس السمات السلوكية

مجال الابداع		مجال القيادة		مجال الدافعية		مجال التعلّم	
رقم الفقرة	معامل الارتباط بالدرجة الكلية **	رقم الفقرة	معامل الارتباط بالدرجة الكلية **	رقم الفقرة	معامل الارتباط بالدرجة الكلية **	رقم الفقرة	معامل الارتباط بالدرجة الكلية **
1	0.606	1	0.527	1	0.524	1	0.788
2	0.690	2	0.880	2	0.599	2	0.851
3	0.774	3	0.576	3	0.481	3	0.658
4	0.830	4	0.702	4	0.346	4	0.749
5	0.712	5	0.73	5	0.673	5	0.842
6	0.717	6	0.842	6	0.555	6	0879
7	0.614	7	0.820	7	0.640		
8	0.668			8	0.500		
9	0.827			9	0.610		

** جميع معاملات الارتباط ذات دلالة إحصائية عند مستوى 0.01

يتضح من الجدول السابق أنّ جميع مجالات مقياس السمات السلوكية تتمتع بمعامل اتساق داخلي مرتفع، ممّا يشير إلى ملائمة الأداة للاستخدام العلمي.

الأداة الثانية هي: اختبار القدرات العقلية، وهو عبارة عن اختبار جمعي للذكاء قام بتأليفه وتطويره آل شارع وزملاؤه(1421) في دراستهم الوطنية لتطوير برنامج للكشف عن الموهوبين ورعايتهم في المملكة العربية السعودية، حيث تضمن الاختبار (81) فقرة موزعة على أربع قدرات هي: القدرة اللغوية (24 بنداً)، والقدرة العددية (20 بنداً)، والقدرة المكانية (19بنداً)، والقدرة الاستدلالية (18 بنداً). وقد جرى اعتماد العمل بهذا الاختبار في وزارة التربية والتعليم منذ اعتماد برنامج رعاية الموهوبين والكشف عنهم رسمياً.

وتعتمد الإدارات التعليمية في موثوقيتها وقبولها لنتائج هذا الاختبار على ما قام به الفريق البحثي الذي طوّر هذا الاختبار من فحوصات، حيث كانت الخصائص السيكومترية لاختبار القدرات العقلية وفق دراسة آل شارع وزملائه (1421) على النحو التالي:

- تراوحت معاملات ألفا للقدرات الأربع ما بين (0.77) و (0.88)، أمّا للمقياس الكلي فقد بلغ معامل ألفا (0.94). أمّا قيم معاملات الثبات بالتجزئة النصفية فقد تراوحت ما بين (0.56) و(0.79) للقدرات الأربع، و(0.88) للمقياس الكلي.

- بلغت معاملات الارتباط بين المقاييس الفرعية والتحصيل الدراسي لعام 1409هـ ما بين (0.21) و (0.43)، وللمقياس الكلي (0.37) وذلك للمرحلة الابتدائية. أمّا للمرحلة المتوسطة فقد بلغت معاملات الارتباط ما بين (0.27) و (0.46) للقدرات الأربع،

و(0.43) للمقياس الكلي، ممّا يدل على تمتع الاختبار بصدق تلازمي ملائم.

- كما كانت العلاقة ما بين المقياس والجزء اللفظي لمقياس وكسلر لذكاء الأطفال المعدل (الصورة السعودية) بالقدرات اللغوية، والعددية، والمكانية، والاستدلالية (0.75) و (0.63) و (0.57) و (0.53) على التوالي. أمّا معاملات ارتباط القدرات اللغوية، والعددية، والمكانية، والاستدلالية بالجزء العملي من مقياس وكسلر فقد بلغت (0.59) و (0.48) و (0.55) و(0.47) على التوالي. أمّا معامل ارتباط اختبار القدرات العقلية الكلي بالجزء العملي لاختبار وكسلر فقد بلغ (0.63) .
- أمّا صدق التكوين الفرضي للمقياس فقد تم فحصه من خلال اختبار دلالة الفروق للفئات العمرية المختلفة (9- 16سنة)، حيث كانت نتائج الفئات العمرية المتفاوتة مختلفة بشكل دال إحصائياً، وأنّ متوسطات هذه الفئات تزيد بزيادة العمر. كما أظهرت نتائج الفحص وجود عامل واحد تشبعت عليه القدرات الأربع. كما تشبعت القدرات الأربع مع الجوانب اللفظية والعملية لمقياس وكسلر على عامل واحد أيضاً؛ ممّا دلّ على أنّ المقياسين يقيسان عاملاً واحداً هو القدرة العقلية العامة.

وتشير الإحصاءات السابقة إلى أنّ اختبار القدرات العقلية يتمتع بخصائص سيكومترية جيّدة خاصة أنّه مبني بشكل حرفي ومركزي،

كما أنّه يطبق بشكل مقنّن وهو يحظى بموثوقية إدارات الموهوبين بوزارة التربية والتعليم.

إجراءات الدراسة

تم في هذه الدراسة حصر الطلاب المتميزين بالصف الخامس الابتدائي والمرشحين لبرامج رعاية الموهوبين في الإدارة العامة للتعليم بمحافظة جدة، وذلك من خلال المحكات المعتمدة رسمياً من قبل وزارة التربية والتعليم ومنها ترشيحات المعلمين. وقد خضع جميع المرشحين لعمليات تقدير للخصائص السلوكية من قبل معلميهم، إضافة إلى خضوعهم لقياس القدرة العامة من خلال اختبار القدرات العقلية الجمعي. ووفقاً للإجراءات المعمول بها لدى وزارة التربية والتعليم فإنّ محك اختيار الطلاب المرشحين لبرامج الرعاية هو الحصول على مائة وخمس وعشرين درجة في اختبار القدرات العقلية. وبناء على ذلك اعتمد الباحث على هذه الدرجة للقطع بحيث تم من خلالها تصنيف الطلاب المرشحين إلى موهوبين وغير موهوبين. وبناء على هذه البيانات المجمعة لدى الباحث، قام الباحث بتوفيق البيانات ونمذجتها رياضياً باستخدام تحليلي الانحدار الخطي والانحدار اللوجستي من أجل الحصول على إجابات لتساؤلات الدراسة واختبار الفروض.

متغيّرات الدراسة

المتغيّرات المستقلة في هذه الدراسة هي:

1- تخصص المعلم الذي قام بتقدير الصفات السلوكية للطالب.

2- مجموع درجات الطالب في الصفات الإبداعية.

3- مجموع درجات الطالب في صفات الدافعية.

4- مجموع درجات الطالب في الصفات القيادية.

5- مجموع درجات الطالب في الصفات العلمية.

أمّا المتغيّر التابع فهو اختيار الطالب في برامج الرعاية أو عدم اختياره، وذلك اعتماداً على متغيّر درجات الطالب في اختبار القدرات العامة، ووفقاً للمحك المعمول به في الوزارة وإدارات رعاية الموهوبين بالإدارات التعليمية.

الأساليب الإحصائية المستخدمة

هناك مجموعة واسعة من الأساليب الإحصائية تم استخدامها في هذه الدراسة. فبالإضافة إلى الإحصاءات الوصفية الأساسية، تم استخدام الإحصاءات والأساليب التالية:

- معاملات الترجيح Odds: انظر معادلة (1) ص12.
- نسب الترجيح Odds Ratio: انظر معادلة (2) ص13.
- إحصاءة والد Wald Statistic: انظر معادلتي (6) و (7) ص6.
- دوال الترجيح L ولوغاريتمات دوال الترجيح LL وكذلك 2LL-: انظر المعادلة (5) ص15 .
- الاحتمالات بدلالة معاملات الترجيح: انظر المعادلة (20) ص52.

- دوال اللوجت : انظر المعادلة (17) ص50.

- تحليل الرواسب والفروق: مثل إحصاءات D_0 و D_M و G (انظر المعادلتين (42) و (43) ص94 وص96).

- تقدير المعاملات بطريقة المرجح الأعظم: انظر على سبيل المثال جدولي (6) و (7) ص59 و ص60 وشكلي (9) و (10) ص60 وص61.

- فترات الثقة لمعاملات الانحدار اللوجستي ولنسب الترجيح: انظر المعادلتين (31) و (32) ص80 على التوالي.

- اختبار هوزمر- ليمشو لجودة المطابقة: انظر المعادلة (9) ص18.

- اختبار الدرجة: انظر المعادلة (50) ص116.

- جداول التصنيف والإحصاءات المشتقة منها مثل: الحساسية والدقة ونسبة التصنيف الصحيح: انظر الجدول (1) ص19 والمعادلات (10) و (11) و (12) ص20.

- تحليل منحنى ROC .

- إحصاءات $PseudoR^2$ باختلاف أنواعها وهي: إحصاءات R_L^2 والتي تسمى أيضاً بإحصاءة ماكفادن، و R_M^2 ، و R_N^2 ، و R_C^2 ، و R_W^2 ، وإحصاءة دارلينغتون $LRFC_1$. انظر المعادلة (8) ص18 والمعادلة (45)

ص100 والمعادلــة (46) ص101 والمعادلــة (47) ص101 والمعادلــة (48) ص101 والمعادلة (49) ص103 على الترتيب.

- اختبار F : المعادلة (39) ص 92.
- إحصاءتي R^2 و R^2 المعدلة.
- اختباري كولموجروف- سميرنوف وشابيرو- ويلك لاعتدالية التوزيع.
- إحصاءتي التسامح ومعامل تضخم التباين لفحص الخطية المتعدّدة بين المتغيرات المستقلة المدخلة في النماذج.
- معاملات ثبات ألفا كرونباخ.
- معاملات ارتباط بيرسون.
- رسوم المدرجات التكرارية ورسوم P-P لتطابق التوزيعات مع التوزيع المتوقع في حالة الاعتدالية، وكذلك رسوم الانتشار.

الفصل الرابع

نتائج الدراسة ومناقشتها

عرض نتائج الدراسة وتفسيرها ومناقشتها

هدفت هذه الدراسة للتعرّف على مشكلات توفيق البيانات ذات المتغيّرات التابعة باستخدام الانحدار الخطي الاعتيادي، ومدى ملاءمة نمذجتها باستخدام الانحدار اللوجستي، وكيفية تفسير معاملاتها، والحكم على القدرة التنبؤية لمتغيراتها المستقلة، إضافة إلى كيفية فحص وتفسير الآثار التفاعلية للمتغيرات الوسيطة. وسيقوم الباحث في هذا الفصل بعرض نتائج تحليل الدراسة وتفسيرها ومناقشتها على النحو التالي:

إجابة السؤال الأول

ما المشكلات الإحصائية التي تواجه الباحثين عند تطبيق انحدار المربعات الدنيا لنمذجة متغيرات السمات السلوكية للطلاب المتميزين مع نتيجة الكشف عنهم من خلال اختبار القدرات العقلية؟

للإجابة عن هذا التساؤل وفحص المشكلات التي تواجه الباحث عند نمذجة متغيّرات السمات السلوكية للطلاب المتميزين مع نتيجة الكشف عنهم من خلال اختبار القدرات العقلية، قام الباحث بتوفيق بيانات المتغيّر التابع ثنائي القيمة (تصنيف الطالب إلى موهوب أو غير موهوب) وبيانات المتغيّرات المستقلة (السمات الإبداعية والقيادية والدافعية والعلمية) باستخدام

تحليل الانحدار الخطي المتعدّد الاعتيادي (تحليل انحدار المربعات الدنيا)، حيث كانت نتائج التحليل على النحو التالي:

جدول (17): خلاصة تحليل الانحدار الخطي

النموذج	R	R^2	R^2 المعدلة	الخطأ المعياري للتقدير
*	.212[a]	.045	.032	.486

* المتغيّرات المستقلة: سمات التعلم والسمات الإبداعية وسمات الدافعية والسمات القيادية

المتغيّر التابع: تصنيف الطالب

يتضح من الجدول (17) أنّ نموذج الانحدار الخطي لتوفيق بيانات المتغيّر التابع ثنائي القيمة (تصنيف الطالب) مع بيانات المتغيّرات المستقلة الأربعة (سمات التعلم، السمات الإبداعية، سمات الدافعية، السمات القيادية) أعطى قيمة للإحصاءة R^2 تساوي (0.045) ، أي أنّ النموذج يفسّر فقط (4.5٪) من التباين الكلي للمتغيّر التابع. أمّا بعد تعديل أثر عدد المتغيرات المستقلة في النموذج، فإنّ إحصاءة R^2 المعدّلة (Adjusted R^2) تساوي (0.032) ممّا يعني أنّ النموذج يفسّر (3.2٪) فقط من التباين الكلي للمتغيّر التابع.

ويوضح جدول تحليل التباين مصادر تباين المتغيّر التابع في النموذج، وقيمة اختبار (F) للنموذج على النحو التالي:

جدول (18): تحليل تباين المتغيّر التابع في نموذج الانحدار الخطي

النموذج	مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط المربعات	F	مستوى الدلالة
*	الانحدار	3.199	4	.800	3.393	.010[a]
	البواقي	67.660	287	.236		
	الكلي	70.860	291			

* المتغيّرات المستقلة: سمات التعلم والسمات الإبداعية وسمات الدافعية والسمات القيادية، إضافة إلى الثابت

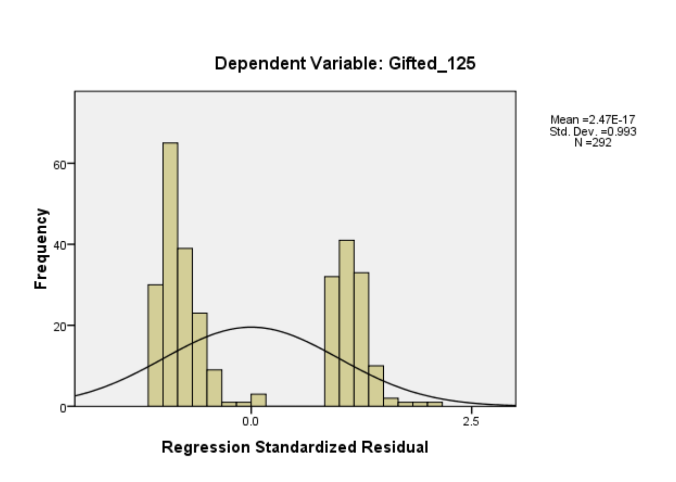
المتغيّر التابع: تصنيف الطالب

يتضح من الجدول (18) أنّ قيمة اختبار (F) لنموذج الانحدار الخطي عند درجة حرية 4 تساوي (3.393) وبمستوى دلالة يساوي (0.010) . وهذا يعني وجود دلالة إحصائية لنموذج الانحدار الخطي الذي تمّ توفيقه للتنبؤ بالمتغيّر التابع (تصنيف الطلاب الموهوبين) بدلالة السمات السلوكية: الإبداعية، والقيادية، والدافعية، والتعلم عند مستوى (0.01). وسيقوم الباحث باستخدام نتائج هذا النموذج لفحص مدى ظهور بعض المشكلات المفاهيمية والإحصائية المرافقة لهذا التوفيق.

(1) فحص التوزيع الطبيعي للبواقي

لاختبار الفرض الصفري (1- 1) الذي ينص على أنّ بواقي نموذج الانحدار الخطي لتوفيق بيانات السمات السلوكية للطلاب مع نتائج تصنيفهم كموهوبين أو غير موهوبين تتبع التوزيع الاعتدالي، قام الباحث بفحص طبيعة توزيع البواقي للنموذج الخطي الذي تمّ توفيقه، من خلال تمثيله بيانياً على النحو التالي:

شكل (15): التمثيل البياني لتوزيع بواقي النموذج الخطي



يتضح من الرسم البياني السابق أنّ البواقي الناتجة من توفيق البيانات من خلال النموذج الخطي لا تتوزع بشكل طبيعي، ويمكن التأكد من مدى اقتراب أو انحراف توزيع البواقي من التوزيع الاعتيادي من خلال رسم Normal P-P Plot للبواقي حيث أظهر التحليل التمثيل التالي:

شكل (16): مدى تطابق توزيع البواقي مع التوزيع المتوقع في حالة الاعتدالية

من الرسم السابق يتضح أنّ توزيع البواقي للنموذج الخطي الذي تم توفيقه ينحرف بشكل واضح عن التوزيع الاعتدالي، سواء في منطقة وسط التوزيع (0.3 – 0.7) أو عند القيم المتطرفة للمتغيّر التابع (صفر أو واحد).

وباستخدام إحصاءتي كولموجروف- سميرنوف وشابيرو- ويلك لاختبار اعتدالية توزيع بواقي النموذج الخطي الذي تم توفيقه أظهر الاختباران ما يأتي:

جدول (19): اختباري اعتدالية التوزيع لبواقي النموذج الخطي

	كولموجروف-سميرنوف			شابيرو-ويلك		
	الإحصاءة	درجة الحرية	مستوى الدلالة	الإحصاءة	درجة الحرية	مستوى الدلالة
البواقي غير المعيارية	.244	292	.000	.789	292	.000

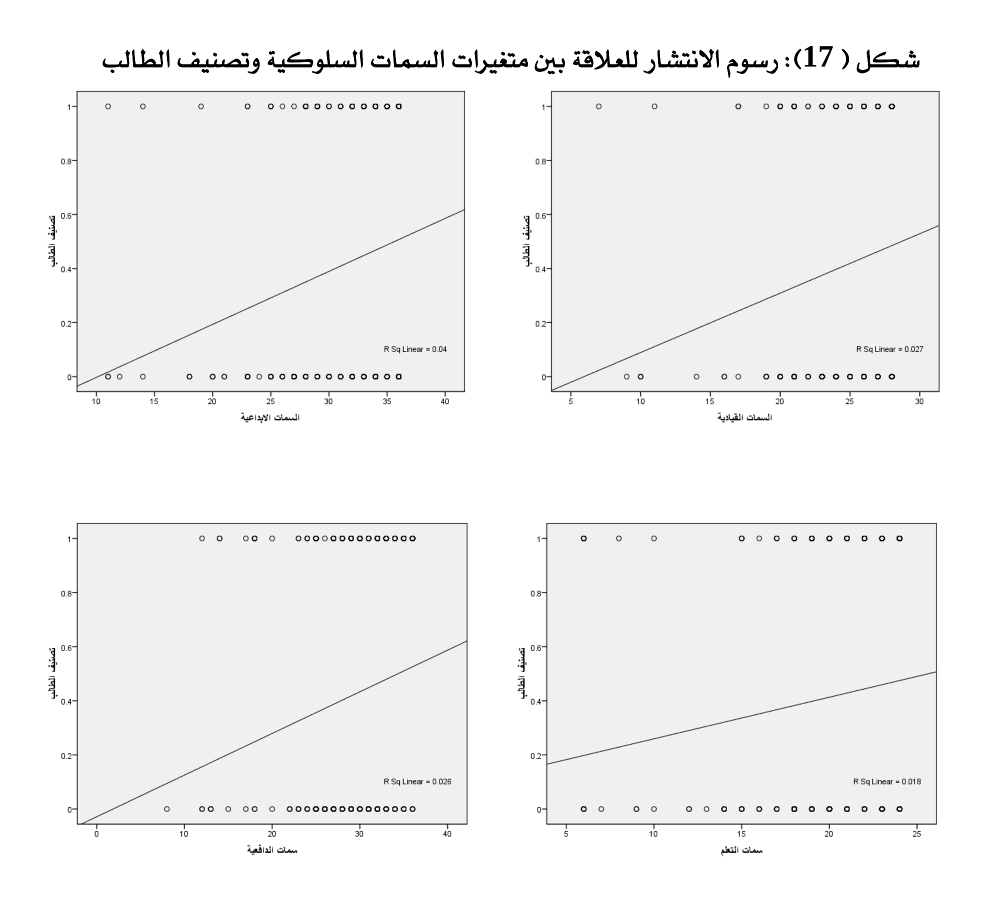
يتضح من الجدول (19) أنّ قيمتي إحصائتي كولموجروف- سميرنوف وشابيرو- ويلك هما (0.244) و(0.789) على التوالي وعند مستويي دلالة أقل من (0.01)، وهذا يعني رفض الفرضية الصفرية (1- 1) والتي تنص على أنّ بواقي النموذج تتبع التوزيع الاعتدالي.

وبناء على ما سبق، يتضح أنّه في حالة توفيق المتغير التابع (تصنيف الموهوبين) ثنائي القيمة مع المتغيرات المستقلة (الدافعية، القيادية، الإبداع، التعلم) باستخدام تحليل الانحدار الخطي، فإنّ البواقي الناتجة من النموذج لا تتبع التوزيع الطبيعي بل هي شديدة الانحراف عن هذا التوزيع، ممّا يعني انتهاك أحد الافتراضات المهمّة التي تعتمد عليها صحّة نتائج تحليل الانحدار الخطي.

(2) فحص خطية العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع

لفحص طبيعة العلاقة بين المتغيّرات المستقلة (السمات السلوكية) والمتغيّر التابع (تصنيف الطالب الموهوب)، قام الباحث بفحص العلاقة بين المتغير التابع (تصنيف الطالب) والمتغيّرات المستقلة الأربعة (الإبداع، والقيادية، والدافعية، والتعلم) من خلال رسوم الانتشار بين كل متغيّر مستقل والمتغيّر التابع على النحو التالي:

شكل (17): رسوم الانتشار للعلاقة بين متغيرات السمات السلوكية وتصنيف الطالب

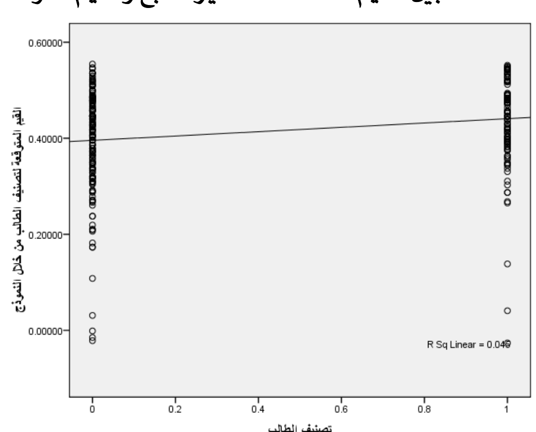


يتضح من رسوم الانتشار السابقة أنّ جميع المتغيرات المستقلة لا ترتبط بعلاقة خطية مع المتغيّر التابع (تصنيف الطالب) ، وذلك لأنّ العلاقة الخطية في حالة وجودها تظهر على شكل نقاط انتشار تنتشر بالقرب من الخط المستقيم الذي يمثّل أفضل خط لتوفيق البيانات. أمّا في حالة الأشكال الأربعة السابقة فإنّ النقاط لا تنتشر حول أفضل خط مستقيم لتوفيق البيانات، ممّا يعني أنّ العلاقة بين المتغير التابع وكل متغيّر من المتغيرات المستقلة المتضمنة في النموذج لا تتمتع بأي علاقة خطية على الإطلاق.

وبالإضافة إلى الفحوص السابقة لرسم انتشار كل متغيّر مستقل على حدة مع المتغيّر التابع، تمّ فحص طبيعة العلاقة الخطية بين المتغيرات المستقلة

المتضمنة في النموذج ككل، والمتغير التابع من خلال فحص الرسوم البيانية التالية:

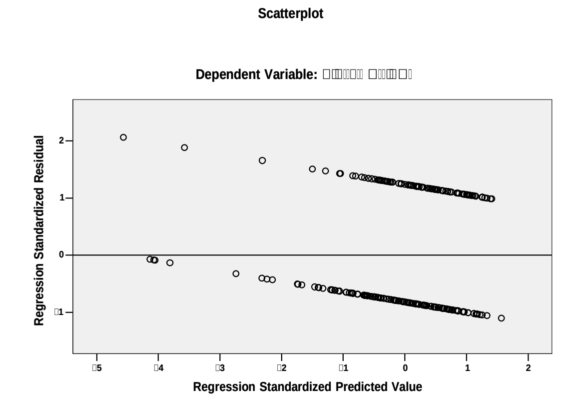
شكل (18): العلاقة بين القيم المشاهدة للمتغير التابع والقيم المتوقعة لنفس المتغيّر



يظهر رسم الانتشار السابق أنّ العلاقة بين القيم المشاهدة للمتغيّر التابع والقيم المتوقعة هي علاقة غير خطية. وهذا يعني أنّ افتراض العلاقة الخطية في هذا النموذج بين المتغيرات المستقلة والمتغيّر التابع غير متحققة فعلاً.

أمّا الشكل الثاني فهو يوضح رسم الانتشار للقيم المعيارية المتوقعة من النموذج الخطي والقيم المعيارية لبواقي النموذج.

شكل (19) العلاقة بين القيم المعيارية المتوقعة والبواقي المعيارية للنموذج الخطي



يتضح من الرسم السابق أنّ البواقي المعيارية لا تنتشر بشكل متجانس حول الخط الأفقي عبر القيم المتوقعة المختلفة، وهذا - كما يرى أوزبورن ووترز Osborne and Waters(2002)- دليل على أنّ العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغيّر التابع غير خطية، وأنّ افتراض خطية العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغيّر التابع قد تمّ انتهاكها.

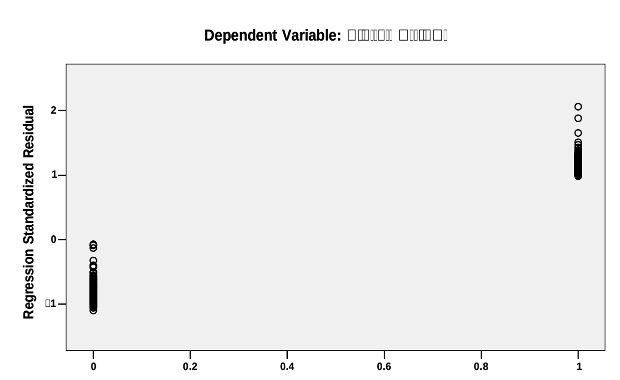
(3) فحص تجانس تباين الخطأ عبر مستويات المتغيّرات المستقلة

يمكن فحص هذا الافتراض بعدّة طرق، منها رسم انتشار البواقي المعيارية مقابل القيم المعيارية المتوقعة كما هو في الشكل السابق. عندما يظهر مثل الشكل السابق انتشاراً عشوائياً ومتجانساً للبواقي حول الخط الأفقي (الصفر)، فإنّ ذلك يعني تجانس تباين الخطأ عبر المستويات المختلفة للمتغيرات المستقلة. أمّا إذا لم تنتشر البواقي المعيارية بشكل متجانس وعشوائي حول خط الصفر، فإنّ هذا يعني انتهاك هذا الافتراض، وأنّ البواقي غير مستقلة عن مستويات المتغيّرات المستقلة. وحيث إنّ الشكل

السابق يظهر اعتماد البواقي على مستويات المتغيّرات المتوقعة وعدم استقلاليتها عنها، فإنّ هذا يعني عدم تحقق افتراض تجانس تباين الخطأ عبر مستويات المتغيرات المستقلة.

كما يمكن فحص افتراض تجانس تباين الخطأ عبر مستويات المتغيّرات المستقلة بتمثيل البواقي مقابل قيم المتغيّر التابع كما في الشكل التالي:

شكل (20): العلاقة بين القيم المشاهدة للمتغيّر التابع والقيم المعيارية للبواقي



يتضح من الرسم البياني السابق أنّ البواقي المعيارية لا تنتشر بشكل عشوائي ومتجانس وفقاً للقيم المشاهدة للمتغير التابع، وأن هناك فقط قيمتين للتباين عند Y=1 و Y=0.

(4) فحص وجود قيم للاحتماليات تتجاوز الواحد صحيح أو تقل عن الصفر

لفحص القيم المتوقعة للاحتمالات، قام الباحث بفحص الإحصاءات الوصفية للقيم المتوقعة للمتغير التابع (الاحتمالات المتوقعة) حيث كانت النتائج على النحو التالي:

جدول (20): الإحصاءات الوصفية لقيم الاحتمالات المتوقعة

	N	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
[illegible]	292	-.0264	.554	.414	.105

يتضح من الجدول (20) أنّ متوسط الاحتمالات المتوقعة هو 0.414 وبانحراف معياري قيمته (0.105) ، وأن أقصى قيمة تساوي (0.554) أمّا أدنى قيمة فهي (-0.0264)، وهذا يعني أنّ النموذج الخطي الذي تم توفيقه قد أعطى قيمة سالبة للاحتمالات المتوقعة.

كما يمكن إبراز هذه المشكلة المفاهيمية من خلال فحص قيم معاملات الانحدار الخطي والتي كانت على النحو التالي:

جدول (21): معاملات نموذج الانحدار الخطي

النموذج	المعاملات غير المعيارية		المعاملات المعيارية	ت	مستوى الدلالة	فترات الثقة 95% للمعاملات b	
	b	الخطأ المعياري	Beta			الحد الأدنى	الحد الأعلى
الثابت	-.285	.207		-1.378	.169	-.692	.122
الابداعية	.017	.009	.173	1.894	.059	.000	.035
القيادية	-.002	.015	-.012	-.105	.916	-.031	.028
الدافعية	.009	.008	.094	1.124	.262	-.007	.025
التعلم	-.002	.011	-.021	-.216	.829	-.025	.020

يتضح من الجدول (21) أنّ قيمة معامل الثابت b لنموذج الانحدار الخطي الذي تم توفيقه يساوي (-0.285)، وهذا يفسّر على أنّه عندما تكون قيم متغيرات السمات الإبداعية، والقيادية، والتعلّم، والدافعية تساوي صفراً، فإنّ قيمة الاحتمال بأن يكون الطالب موهوباً هي (-0.285) .

ويلاحظ أنّ هذا الاستنتاج وإن كان صحيحاً من حيث المنطق الرياضي

لنماذج الانحدار الخطي، إلاّ أنّه يعدّ خطأ مفاهيمياً لمبادئ الاحتمالات، والتي تفترض أن تنحصر قيمة الاحتمال بين الصفر والواحد الصحيح. وهذا يعني أنّ استخدام نموذج الانحدار الخطي لتوفيق السمات السلوكية مع المتغيّر التابع ثنائي القيمة المتمثّل بتصنيف الطالب الموهوب أوصل الباحث إلى خطأ مفاهيمي خطير لا يمكن معه تفسير نتائج النموذج كما يفترض.

وبناء على جميع الفحوصات السابقة يتضح أنّ توفيق المتغيّر التابع ثنائي القيمة (تصنيف موهبة الطالب) بدلالة المتغيرات المستقلة (السمات الإبداعية، والقيادية، والدافعية، والتعلم) عبر النموذج الخطي هو إجراء غير ملائم إحصائياً ومفاهيمياً؛ لأنّه أوصل الباحث إلى نتائج وتفسيرات غير صحيحة مفاهيمياً، إضافة لانتهاكه الافتراضات الأساسية التي بنيت عليها نماذج الانحدار الخطي. كما أنّ هذه النتائج تؤكد ما ذهب إليه كل من بامبل (Pample(2000 و فراس ونيومان (Fraas & Newman(2003 وسيزك وفيتزقيرال (Cizek & Fitzgeral(1999 .

إجابة السؤال الثاني

ما مدى ملاءمة نموذج الانحدار اللوجستي لتوفيق بيانات السمات السلوكية مع تصنيف الطلاب الموهوبين ؟

قام الباحث بتوفيق بيانات السمات السلوكية الأربعة مع المتغيّر التابع ثنائي القيمة تصنيف الطلاب الموهوبين باستخدام نموذج الانحدار اللوجستي، وذلك من أجل الإجابة عن هذا التساؤل، واختبار الفرضيات المتعلقة به على النحو التالي:

ولاختبارالفرض الصفري (2- 1) - والذي ينص على أنّ جميع عوامل نموذج الانحدار اللوجستي تساوي صفراً- قام الباحث باختبار الدلالة الإحصائية للنموذج اللوجستي الذي تمّ توفيقه، حيث كانت نتائج اختبار مربع كاي لدلالة الفرق في قيمتي لوغاريتم دالة الترجيح لنموذجي الانحدار اللوجستي بالمتغيّرات المستقلة وبدون المتغيّرات المستقلة موضع الفحص على النحو التالي:

جدول (22): اختبار الدلالة الإحصائية للنموذج ككل

[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
*	14.473	4	.006

* يتضمن النموذج السمات الإبداعية والقيادية والدافعية والتعلم كمتغيرات مستقلة، ونتيجة تصنيف الطالب الموهوب كمتغيّر تابع.

يتضح من الجدول (22) أنّ قيمة إحصاءة مربع كاي تساوي (14.473) عند درجة حرية 4 ومستوى دلالة إحصائية تساوي (0.006)، وهذا يعني أنّ النموذج الإحصائي الذي تم توفيقه، والمتضمن تقدير السمات

السلوكية الإبداعية والقيادية والدافعية والتعلّم ذا دلالة إحصائية في تخفيض قيمة لوغاريتم دالة الترجيح للنموذج الذي يتضمّن حد الثابت فقط عند مستوى أقل من (0.01). وهذا يعني أيضاً أنّ النموذج الذي يتضمّن السمات السلوكية يفسّر تصنيف الطلاب إلى موهوبين أو غير موهوبين، ويتنبأ أيضاً بذلك أفضل من النموذج الذي لا يتضمّن تلك المتغيّرات المستقلة. وبناء على ذلك يصل الباحث إلى نتيجة أنّ السمات السلوكية الأربع للطلاب لها أهمّية وتأثير ومساهمة ذات دلالة إحصائية في تصنيف الطلاب إلى موهوبين وغير موهوبين، وأنّ الفرضية الصفرية (2- 1) التي تنص على أنّ جميع عوامل نموذج الانحدار اللوجستي تساوي صفراً مرفوضة، وأنّ نتائج الاختبار تثبت أنّ هناك معاملاً واحداً على الأقل من معاملات السمات السلوكية المتضمنة في النموذج لا يساوي الصفر، أي أنّ هناك سمة واحدة على الأقل من السمات السلوكية المتضمنة في النموذج لها مساهمة وتأثير وأهمية في تصنيف الطلاب الموهوبين.

ويلاحظ أنّ نتيجة اختبار مربع كاي السابق والذي يظهره مخرج البرنامج SPSS قد تمّ الحصول عليه من خلال قيمتي لوغاريتم دالة الترجيح 2LL- لنموذجين مختلفين. النموذج الأول هو عبارة عن النموذج الذي تضمن حد الثابت فقط، حيث كانت قيمة لوغاريتم دالة الترجيح (2LL-) لهذا النموذج والذي يرمز له في هذه الحالة بالرمز D_0 تساوي (396.194) . أمّا بعد إدخال المتغيّرات المستقلة موضع الدراسة وهي السمات السلوكية الإبداعية والقيادية والدافعية والتعلّم فقد أصبحت قيمة لوغاريتم دالة الترجيح والتي يرمز لها في هذه الحالة بالرمز D_M تساوي (381.721).

وحيث إنّ تقويم أهمية ودلالة المتغيّرات المستقلة التي تمّ إدخالها في النموذج يعتمد على مدى قدرة تلك المتغيّرات المستقلة على تخفيض قيمة دالة الترجيح (-2LL) من D_0 إلى D_M. وحيث إنّ الفرق بين إحصاءتي D_0 و D_M تساوي الإحصاءة G_M والتي تتبع توزيع مربع كاي عند درجات حرّية تساوي عدد المتغيّرات المستقلة التي أُدخلت في النموذج، فإنّ الدلالة الإحصائية لتخفيض الإحصاءة D_0 إلى D_M تحسب كالتالي:

$$G_M = D_0 - D_M$$
$$G_M = 396.194 - 381.72$$
$$G_M = 14.473$$

وهي نفس قيمة إحصاءة مربع كاي التي ظهرت في الجدول (22) السابق.

ويخبر الاختبار السابق الباحث عن مستوى الدلالة الإحصائية لمساهمة المتغيّرات المستقلة في تفسير وتصنيف المتغيّر التابع، لكنّه لا يخبر عن الدلالة العمليّة لهذا النموذج. وكما أنّ هناك إحصاءتي R^2 و R^2 المعدّلة في تحليل الانحدار الخطي، فإنّ هناك العديد من مؤشرات Pseudo R^2 المقابلة، بعضها يعطى مباشرة من خلال مخرجات الحزمة الإحصائية SPSS والبعض الآخر سيقوم الباحث بحسابه يدوياً.

الإحصاءة الأولى لمقاييس Pseudo R^2 هي R_L^2 والمسمّاة أيضاً Mc Fadden R^2 وهي تحسب كالتالي:

$$R_L^2 = \frac{G_M}{D_0} = \frac{(D_0 - D_M)}{D_0}$$
$$R_L^2 = \frac{14.473}{396.194} = 0.0365$$

وهذه الإحصاءة تعني أنّ نموذج الانحدار اللوجستي المتضمّن متغيّرات السمات السلوكية الإبداعية والقيادية والدافعية والتعلّم يسهم بنسبة

(3.65٪) في تخفيض قيمة لوغاريتم دالة الترجيح للنموذج الذي يتضمّن حد الثابت فقط دون أي سمة من السمات السلوكية الأربع. ومع أنّ هذه الإحصاءة مشابهة في المبدأ لـ R^2 الموجودة في نماذج الانحدار الخطي، إلاّ أنّه لا يمكن تفسيرها على أنّها هي نسبة التباين المفسّر كما هو الأمر في تحليل الانحدار الخطي. والسبب في ذلك أنّ إحصاءة R^2 في الانحدار الخطي تحسب باستخدام مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط، سواء مجموع المربعات الكلية أو مجموع مربعات البواقي أو مجموع مربعات الانحدار. لكنّ في الانحدار اللوجستي نلاحظ أنّ إحصاءة R_L^2 تمّ حسابها من خلال النسبة في تخفيض لوغاريتم معاملات الترجيح. وحيث إنّ لوغاريتم معامل الترجيح يناظر إلى حد ما مجموع مربعات الانحرافات في المفهوم، ولكنّه لا يتطابق معه. لذا فقد اعتبرت إحصاءة R_L^2 إحدى مقاييس Pseudo R^2 أي مقياس زائف وليس حقيقياً، وهو مقياس جيّد ومفيد في تفسير الدلالة العملية لنموذج الانحدار اللوجستي، وكذلك مقارنة النماذج اللوجستية المختلفة مع الحذر عند تفسيره وذلك بمعرفة ما يقدّمه للباحث من معنى ومعلومات، وما لا يقدّمه في نفس الوقت.

أمّا إحصاءة R_C^2 فتحسب كالتالي:

$$\because R_C^2 = \frac{G_M}{(G_M + N)}$$

$$\therefore R_C^2 = \frac{14.473}{(14.473 + 292)} = \frac{14.473}{306.473} = 0.0472$$

ويلاحظ أنّ هذه القيمة تقترب من قيمة R_L^2 المحسوبة سابقاً، علماً بأنّ إحصاءة R_C^2 ليس لها المعنى المباشر والواضح في نسبة تخفيض لوغاريتم دالة الترجيح كما هو الأمر في إحصاءة R_L^2 ،مع ما يتمتّع به ذلك التفسير من

قرب لمفهوم تخفيض مجموع مربعات البواقي المعروف في تحليل الانحدار الخطي.

أمّا إحصاءة R_M^2 فتحسب كالتالي:

$$\because R_M^2 = 1 - \left(\frac{L_0}{L_M}\right)^{\frac{2}{N}}$$

$$\because D_0 = -2LL_0 = 396.194$$
$$\therefore LL_0 = \frac{396.194}{-2} = -198.097$$
$$\therefore L_0 = \exp(-198.097) = 9.280 * 10^{-87}$$

$$\because D_M = -2LL_M = 381.721$$
$$\therefore LL_M = \frac{381.721}{-2} = -190.8602$$
$$\therefore L_M = \exp(-190.8602) = 1.2896 * 10^{-83}$$

$$\therefore R_M^2 = 1 - \left(\frac{0.000928}{1.2896}\right)^{\frac{2}{292}}$$
$$= 1 - \left(7.19603 * 10^{-4}\right)^{\frac{2}{292}}$$
$$= 1 - 0.95164$$
$$= 0.0483$$

طبعاً يلاحظ من صيغة R_M^2 أنّ قيمتها لا يمكن أن تأخذ الواحد الصحيح، ولذا فإنّ صيغتها المعدّلة والتي يرمز لها بالرمز R_N^2 تسمح بأخذ الواحد الصحيح من خلال قسمة R_M^2 على أكبر قيمة يمكن أن تأخذها الإحصاءة R_M^2 وهي $1-(L_0)^{2/N}$ حسب المعادلة التالية:

$$R_N^2 = \frac{R_M^2}{\left[1 - (L_0)^{2/N}\right]}$$

$$\therefore R_N^2 = \frac{0.048359}{\left[1-(9.280*10^{-87})^{2/292}\right]} = 0.065$$

ويلاحظ أنّ قيمتي الإحصاءتين R_M^2 و R_N^2 السابقتين تعطيان في مخرج الحزمة الإحصائية SPSS تحت مسميي مربع (ر) لكوكس وسنيل، ومربع (ر) لنيغليكيرك وفقاً لشكل الجدول التالي:

جدول (23): مقاييس الدلالة العملية لنموذج الانحدار اللوجستي

-2LL	مربع (ر) لكوكس وسنيل	مربع (ر) لنيغليكيرك
381.721	.048	.065

ويتفق الباحث مع ما ذهب إليه مينارد Menard(2002,p.27) بأنّ مقارنة الإحصاءات السابقة تظهر تفوق الإحصاءة R_L^2 في سهولة تفسير معناها واقترابه من إحصاءة R^2 في الانحدار الخطي، علماً بأنّ هذه الإحصاءة لا تعطى ضمن مخرجات الحزمة الإحصائية SPSS.

أمّا إحصاءة دارلينغتون Darlington فإنّها تحسب على النحو التالي:

$$LRFC_1 = \frac{e^{(LL_{model}-LL_0)/N}-1}{e^{(-LL_0/N)}-1}$$

حيث e تشير إلى الدالة الأسية (معكوس الدالة اللوغاريتمية)، وN هي حجم العينة.

ولاختبار الفرض الصفري (2- 2) الذي ينص على أنّه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين القيم المشاهدة والقيم المتوقعة من النموذج الذي تم توفيقه، قام الباحث باستخدام اختبار هوزمر- ليمشو لجودة المطابقة. في

هذا الاختبار، يتم تقسيم مفردات عينة الدراسة إلى عشيرات اعتماداً على الاحتمالات المتوقعة، ومن ثمّ يتم حساب مربع كاي من التكرارات المشاهدة والمتوقعة. بعد ذلك يتم حساب قيمة الاحتمال p من توزيع مربع كاي بدرجة حرية تساوي (8) وذلك لاختبار مطابقة النموذج اللوجستي.

جدول (24): اختبار مربع كاي (هوزمر- ليمشو) لجودة المطابقة

[illegible]	[illegible]	[illegible]
.574	8	6.661

يشير الجدول (24) إلى أنّ قيمة اختبار مربع كاي لهوزمر وليمشو تساوي (6.661) عند درجة حرية تساوي 8 ومستوى دلالة يساوي (0.574) . وحيث إنّ قيمة اختبار مربع كاي غير دالة إحصائياً، فهذا يدلّ على العجز عن رفض الفرضية الصفرية (2- 2) القائلة بأنّ البيانات المتوقعة بالنموذج المستخدم تطابق البيانات المشاهدة.

ويوضح الجدول التالي القيم المشاهدة والمتوقعة من النموذج في كل عشير.

جدول (25): جدول التوافق لاختبار هوزمر وليمشو

[illegible]	[illegible]		[illegible]		
	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	
30	5.953	7	24.047	23	1
29	8.876	5	20.124	24	2
29	10.134	11	18.866	18	3
29	11.209	14	17.791	15	4
29	12.141	13	16.859	16	5
29	12.989	11	16.011	18	6
30	14.144	12	15.856	18	7
29	14.249	13	14.751	16	8
29	15.200	16	13.800	13	9
29	16.104	19	12.896	10	10

يتضح من الجدول (25) ملاءمة استخدام التصنيفات العشيرية لاختبار مربع كاي لهوزمر وليمشو حيث إنّ جميع الخلايا تتضمن قيماً متوقعة أعلى من الواحد، كما أنّ جميع الخلايا لديها تكرارات متوقعة تتجاوز الخمسة تكرارات. وهذا يعني أنّ اختبار هوزمر- ليمشو (H-L tesr) لا يعاني من التحيّز نحو عدم الدلالة الإحصائية، أي لا يعاني من فرط تقدير مطابقة النموذج، ممّا يعني أنّ الافتراضات التي بني عليها الاختبار تعدّ متحققة، وأنّ نتائجه تتمتع بالموثوقية.

شكل (21): اتجاه التكرارات المشاهدة والمتوقعة حسب العشيرات





يلاحظ عند تمثيل توزيعات الحالات المشاهدة والمتوقعة في مجموعتي المصنّفين وغير المصنفين بالموهبة أنّ في كلا المجموعتين لا يوجد تحيّز عند أي مستوى من مستويات العشيرات في التوقعات، حيث إنّه أحياناً تكون الأخطاء بالسالب، وأحياناً تكون بالموجب. كما يلاحظ أنّه نظراً لأنّ العشيرات تمّ ترتيبها تصاعدياً وفقاً لقيم الاحتمالات المتوقعة، ففي مجموعة غير الموهوبين نلاحظ أنّ اتجاه المنحنى هو تنازلي، بحيث إنّه كلما زادت العشيرات (أي الاحتمالات المتوقعة أي يكون الطالب موهوباً) قلّت التكرارات المشاهدة في أن يكون الطالب ضمن تلك الفئة من العشيرات. وفي المقابل نلاحظ أنّه في مجموعة الموهوبين، كلما زادت العشيرات، زادت

التكـرارات المشـاهدة في أن يكـون الطالـب ضـمن أفـراد تلـك الفئـة مـن العشيرات. والمهم في التمثيلين أيضاً أنّ اتجاه التكـرارات المتوقعة هـي نفسـها الخاصـة بـالتكرارات المشـاهدة، وهـذا يعـني أنّ النمـوذج يطـابق إلى حـد مـا البيانات المشاهدة.

جداول التصنيف Classification Tables

يوضح الجدول التالي نتائج تحليل جدول المواصفات عند نقطة القطع 0.5 .

جدول (26): جدول التصنيف لنموذج الانحدار اللوجستي

التصنيف *		المتوقع			النسبة المئوية للتصنيف الصحيح
		موهوب	غير موهوب	المجموع	
المشاهد	موهوب P	38 TP	83 FP	121 P	31.4
	غير موهوب N	23 FN	148 TN	171 P'	86.5
	المجموع	61 Q	231 Q'	292	63.7

* تم بناء جدول التصنيف بناء على نقطة القطع 0.5

يتضح من جدول التصنيف السابق ما يأتي:

1. أنّ حساسية النموذج Sensitivity والتي هي عبارة عن نسبة التنبؤات الصحيحة في مجموعة الطلاب المصنفين بالموهبة يمكن حسابها على النحو التالي:

حساسية التصنيف SE = $\frac{TP}{P} = \frac{TP}{(TP+FP)}$ = 31.4٪

2. أنّ دقة Specifity النموذج والتي هي عبارة عن نسبة التنبؤات الصحيحة في مجموعة الطلاب غير المصنفين بالموهبة تم حسابها على النحو التالي:

$$\text{دقة التصنيف } SP = \frac{TN}{P'} = \frac{TN}{(FN+TN)} = 86.5\%$$

3. وبشكل عام، فإنّ نسبة التصنيف الصحيح Hit rate والتي تساوي عدد التنبؤات الصحيحة على العدد الكلي لأفراد عينة الدراسة تم حسابها على النحو التالي:

$$\text{نسبة التصنيف الصحيح (Hit Ratio)} = \frac{(TP+TN)}{(Q+Q')} = \frac{(TP+TN)}{(P+P')} = 63.7\%$$

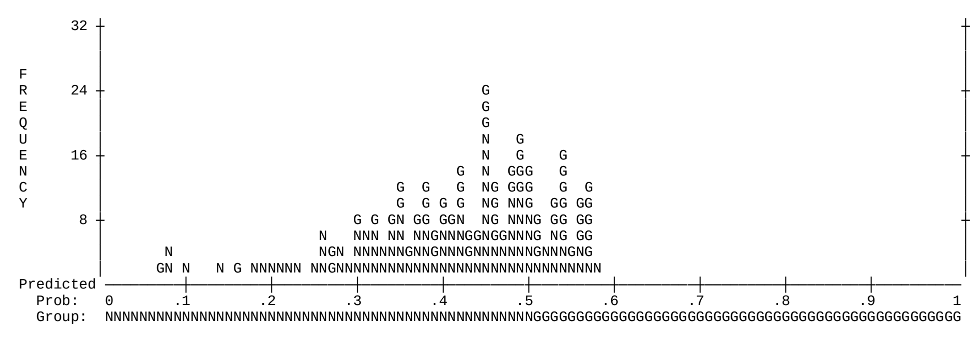
وتسمى هذه النسبة أيضاً بنسبة الكفاءة Efficiency Ratio

ويوضح الشكل التالي القدرة التصنيفية للنموذج الذي تمّ توفيقه:

شكل(22): تمثيل تصنيف الحالات وفقاً للنموذج اللوجستي

Step number: 1

Observed Groups and Predicted Probabilities



Predicted Probability is of Membership for Gifted
The Cut Value is .50
Symbols: N - Non-gifted
G - Gifted

Each Symbol Represents 2 Cases.

يتضح من التمثيل السابق أنّ نسبة التصنيف الصحيح الناتجة من استخدام النموذج ضعيفة، وأنّ هناك أخطاء كثيرة في التصنيف. كما يلاحظ أنّ

أغلب أخطاء التصنيف وقعت في الحالات التي تقترب قيم احتمالاتها المتوقعة من (0.5).

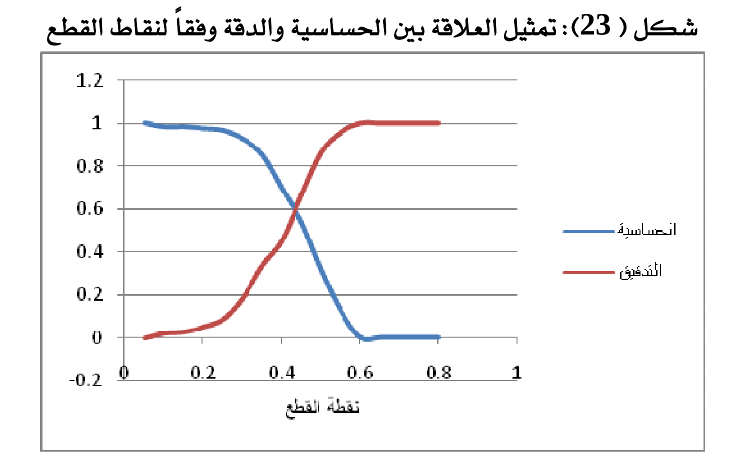
وحيث إنّ دقة التصنيف تعتمد على قيمة نقطة القطع، وحيث إنّ العلاقة بين حساسية النموذج ودقته هي علاقة عكسية، فإنّ الباحث من أجل تحديد أفضل درجة قطع يمكن استخدامها لأغراض التصنيف، قام بحساب الحساسية والدقة عند نقاط قطع مختلفة على النحو التالي:

جدول (27): الحساسية والدقة حسب نقاط القطع المختلفة

نقطة القطع	الحساسية	الدقة	1- الدقة
0.05	1	0	1
0.1	0.983	0.023	0.977
0.15	0.983	0.029	0.971
0.2	0.975	0.053	0.947
0.25	0.967	0.088	0.912
0.3	0.926	0.187	0.813
0.35	0.851	0.339	0.661
0.4	0.694	0.456	0.544
0.45	0.537	0.667	0.333
0.5	0.314	0.865	0.135
0.55	0.124	0.959	0.041
0.6	0	1	0
0.65	0	1	0
0.7	0	1	0
0.8	0	1	0

وبتمثيل العلاقة بين الحساسية والدقة حسب نقاط القطع المختلفة نحصل على التمثيل التالي:

شكل (23): تمثيل العلاقة بين الحساسية والدقة وفقاً لنقاط القطع



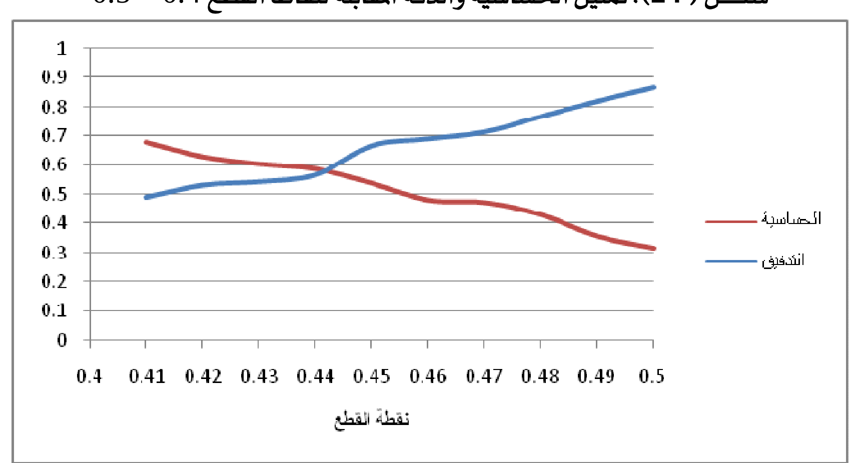
ويلاحظ من التمثيل البياني السابق أنّ أفضل نقطة تقع في المدى ما بين (0.4) و (0.5). ولغرض الحصول على نقطة قطع ملائمة أكثر دقّة ممّا سبق، قام الباحث بإعادة حساب الحساسية والدقة للنموذج عند نقاط قطع أكثر تحديداً في المدى من (0.4) إلى (0.5) على النحو التالي:

جدول (28): قيم الحساسية والدقة عند نقاط القطع من 0.4 إلى 0.5

نقطة القطع	الحساسية	الدقة	1- الدقة
0.41	0.677686	0.491228	0.508772
0.42	0.628099	0.532164	0.467836
0.43	0.603306	0.54386	0.45614
0.44	0.586777	0.567251	0.432749
0.45	0.53719	0.666667	0.333333
0.46	0.479339	0.690058	0.309942
0.47	0.471074	0.71345	0.28655
0.48	0.429752	0.766082	0.233918
0.49	0.355372	0.818713	0.181287
0.5	0.31405	0.865497	0.134503

ولتحديد أفضل نقطة قطع من الجدول (28) السابق، قام الباحث بتمثيل بيانات الجدول، وذلك لإيجاد النقطة التي تتقاطع عندها الحساسية والدقة.

شكل (24): تمثيل الحساسية والدقة المقابلة لنقاط القطع 0.4 – 0.5



يتضح من التمثيل السابق أنّ نقطة القطع التي يتقاطع عندها منحنى الحساسية والدقة هي النقطة (0.44). وبناء على ذلك فإنّ هذه النقطة هي الأنسب لإعطاء أفضل قيم توفيقية لحساسية ودقة جدول التصنيف.

وبناء على ما سبق فإنّ الباحث عند إعادة تحليل جدول التصنيف باستخدام نقطة القطع (0.44) بدلاً من (0.5) حصل على النتيجة التالية:

جدول(29): جدول التصنيف عند نقطة القطع 0.44

التصنيف		المتوقع			النسبة المئوية
		موهوب	غير موهوب	المجموع	للتصنيف الصحيح
المشاهد	موهوب P	71 TP	50 FP	121 P	58.7
	غير موهوب N	74 FN	97 TN	171 P'	56.7
	المجموع	145 Q	147 Q'	292	57.5

يلاحظ من الجدول (29) أنّ حساسية النموذج في تصنيفه للطلاب الموهوبين قد تحسّنت من القيمة (31.4٪) عند نقطة القطع (0.5) لتصبح

(58.7٪) عند نقطة القطع (0.44). وهذا يعني أنّه عند اختيار نقطة القطع (0.44) في تحليل جداول التصنيف، فإنّ النموذج اللوجستي الموفّق تكون لديه حساسية وقدرة أفضل في اكتشاف وتصنيف الطلاب الموهوبين من مجموع الطلاب المرشحين للتصنيف.

ولكن في نفس الوقت - وكما هو متوقع- فإنّ تحسّن حساسية التحليل لتصنيف الطلاب الموهوبين قابله انخفاض في قيمة الدقة، والتي انخفضت من (86.5٪) عند نقطة القطع (0.5) لتصبح (56.7٪) عند نقطة القطع (0.44). وهذا يعني ارتفاع الأخطاء المرتكبة في تصنيف بعض الطلاب غير الموهوبين كطلاب موهوبين. وكمؤشر إحصائي يلخص التغيّر في الإحصاءتين السابقتين، فإنّ نسبة التصنيف الصحيح Hit Rate بشكل عام قد انخفضت من (63.7٪) عند نقطة القطع (0.5) لتصبح (57.5٪) عند نقطة القطع (0.44). وعلى العموم، فإنّ هذا التغيّر في الإحصاءات الرئيسة المتوفرة في تحليل جداول التصنيف لنتائج الانحدار اللوجستي يوضح حاجة الباحث لاتخاذ القرارات الملائمة، عند الموازنة بين مكاسب وتكاليف اعتماد نقطة قطع معيّنة، واختيار مايلائم أهدافه من حيث حساسية التصنيف أو دقّته. أي أنّ التحاليل الإحصائية والكمية تساعد الباحث في اتخاذ القرارات الملائمة لكنّها لا تعفيه من مسؤولية التقدير واتخاذ القرار الملائم.

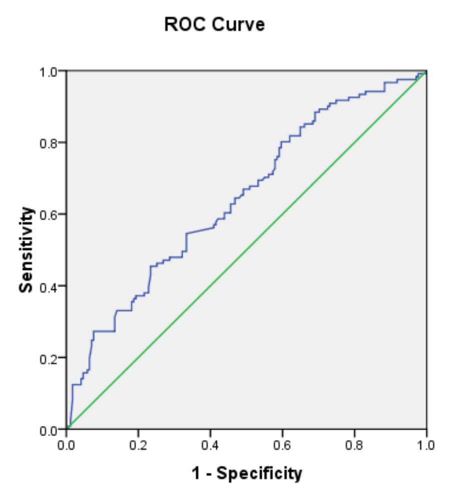
كما أنّ هذا التفاوت في قيم حساسية ودقّة التصنيف حسب اختلاف نقاط القطع يوضّح كيف أنّ نتائج جداول التصنيف يجب استخدامها بحذر عند توظيفها كمؤشر لجودة مطابقة النموذج حيث أنّها حسّاسة لنقاط

القطع المختلفة للنموذج الواحد. ولذا فإنّ تحديد نقطة القطع المثلى قد تحتاج إلى قرار ملائم من قبل الباحث حسب تكاليف الخطأ في كلا الحالتين (الخطأ الموجب والخطأ السالب). وبذلك يظهر إلى أي حد يعتبر هذا الأسلوب في الفحص حساساً لنقاط القطع المختارة.

تحليل منحنى ROC

لاختبار الفرض الصفري (2- 3) والذي ينص على أنّ المساحة تحت منحنى ROC الناتج من توفيق السمات السلوكية، وتصنيف الموهوبين بنموذج الانحدار اللوجستي لا تختلف عن الصدفة (50٪)، قام الباحث بالحصول على منحنى ROC من خلال تمثيل نقاط القطع المختلفة في مقابل حساسية التصنيف ودقته كما في الشكل التالي:

شكل (25): منحنى ROC لنتائج نموذج الانحدار اللوجستي



يتضح من المنحنى السابق أنّ النموذج يعمل في تصنيف حالات البيانات المشاهدة أفضل ممّا يعمل عامل الصدفة. حيث يظهر أنّ المنحنى يبتعد عن

قطر الصدفة والذي يحصر تحته (50٪) من المساحة ليعطي مساحة أكبر ممّا تعطيها الصدفة.

الجدول التالي يوضح قيمة المساحة تحت منحنى ROC للنموذج الذي تمّ توفيقه:

جدول (30): المساحة تحت منحنى ROC عند نمذجة البيانات بالانحدار اللوجستي

المساحة	الخطأ المعياري	مستوى الدلالة	الحد الأدنى	الحد الأعلى
.643	.033	.000	.579	.707

يتضح من الجدول (30) أنّ قيمة المساحة تحت المنحنى تساوي (0.643) عند مستوى دلالة أقل من (0.01)، وهذا يعني رفض الفرضية الصفرية القائلة بأنّ المساحة تحت منحنى ROC الناتجة من توفيق البيانات بنموذج الانحدار اللوجستي موضع التحليل تساوي (0.5). وبذلك فإنّ النموذج يساعد على التنبؤ بتصنيف حالات المتغيّر التابع أكثر ممّا تفعله الصدفة.

وتفسّر المساحة تحت محنى ROC على أنّها نسبة الحالات التي تكون فيها الاحتمالات المتوقعة عندما تكون Y=1 أعلى من الاحتمالات المتوقعة عندما تكون Y=0. ففي عينة هذه الدراسة وحسب الجدول (29) كان عدد الحالات التي فيها Y=1 تساوي 121 حالة، وعدد حالات Y=0 تساوي 171 حالة، وبذلك يكون عدد عناصر المصفوفة لجميع أزواج الحالات يساوي 121×171 ويساوي 20691 . وعندما قام الباحث ببناء المصفوفة وحسب عدد العناصر التي تكون فيها قيمة الاحتمال المتوقعة لـ Y=1 أكبر من قيمة الاحتمال المتوقعة لـ Y=0 كان عدد هذه العناصر يساوي 13286. وبذلك تكون نسبة عناصر المصفوفة التي تكون فيها

الاحتمال المتوقع لـ Y=1 أكبر من الاحتمال المتوقع لـ Y=0 هي $\frac{13286}{20691}$ وتساوي 0.6421 .

ومع أنّ المساحة تحت المنحنى الناتجة من توفيق البيانات بالنموذج موضع الدراسة تختلف بشكل دال إحصائياً عن الصدفة، إلاّ أنّه وفقاً للمعايير التي اقترحها الإحصائيون كهوزمر وليمشو وغيرهم تعتبر القدرة التمييزية للنموذج ضعيفة، حيث إنّ هوزمر وليمشو - على سبيل المثال- اعتبرا بأنّ الحد الأدنى لاعتبار القدرة التمييزية مقبولة هي: $0.7 \le ROC \le 0.8$ (انظر ص113- 114).

وخلاصة ما سبق، هي أنّ نمذجة متغيّرات السمات السلوكية للطلاب مع تصنيفهم إلى موهوبين أو غير موهوبين باستخدام تحليل الانحدار اللوجستي يعطي نموذجاً ملائماً ومطابقاً للبيانات المشاهدة، بدرجة تتفوّق على الصدفة، بحيث يمكن الاعتماد على هذا النموذج من أجل الاستدلال الإحصائي للتعرّف على احتمال أن يكون الطالب موهوباً، ومن ثمّ تصنيف الطلاب بناء على نتائج هذا النموذج. كما يظهر أنّ هذا الأسلوب الإحصائي ليس حساساً لنقاط القطع المختارة كما هو الأمر في تحليل جداول التصنيف.

فحص الخطية المتعددة Multicolleaniarty

نظراً لارتباط متغيّرات السمات السلوكية الابداعية والقيادية والدافعية والتعلّم ببعضها البعض، فقد قام الباحث بفحص خاصية الخطية المتعدّدة والتي من المحتمل أن تظهر بين متغيّرات السمات السلوكية في هذا

النموذج والتي قد تهدّد مصداقية ودقّة تقديرات المعالم التي تمّ الحصول عليها في هذا النموذج.

الجدول التالي يوضح إحصاءات التسامح ومعامل تضخّم التباين لكل متغيّر مستقل على النحو التالي:

جدول (31): فحص الخطية المتعدّدة للنموذج المتضمن جميع السمات السلوكية

المتغيّر المستقل	إحصاءات الخطية المتعدّدة	
	التسامح Tolerance	معامل تضخم التباين VIF
الابداعية	0.397	2.519
القيادية	0.255	3.921
الدافعية	0.477	2.097
التعلم	0.348	2.877

يتضح من الجدول (31) أنّ قيم إحصاءات التسامح لجميع المتغيّرات المستقلة المتضمنة في النموذج تراوحت ما بين 0.255 و 0.477 . ويلاحظ أنّ هذه القيم أعلى من الحد المقبول الذي يراه الإحصائيون وهو 0.001 (SPSS,1999,p.220)، وبذلك يتضح انتفاء أي خطّية بينية متعدّدة بين هذه المتغيّرات وأنّ جميع المتغيّرات المستقلة صالحة للادخال في النموذج.

كما أنّ النتائج السابقة يمكن ملاحظتها من خلال معامل تضخم التباين VIF والذي يساوي معكوس إحصاءة التسامح حيث تراوحت قيم معامل تضخم التباين للمتغيّرات ما بين 2.097 و 3.921 وهي قيم أقل بكثير من الحد الأعلى المقبول لهذه الإحصاءة وهي القيمة 1000 (SPSS,1999,p.221).

إجابة السؤال الثالث

كيف تفسّر معاملات الانحدار اللوجستي عند نمذجة متغيرات السمات السلوكية للطلاب المتميزين مع نتيجة الكشف عنهم من خلال اختبار القدرات العقلية؟

للإجابة عن السؤال السابق تمّ حساب تقديرات معالم نموذج الانحدار اللوجستي من خلال تضمين النموذج لمتغيّرات السمات السلوكية الأربع (الابداعيةوالقيادية والدافعية والتعلم) إضافة إلى حد الثابت، حيث كانت تقديرات المعالم على النحو التالي:

جدول (32): تقديرات معالم نموذج الانحدار اللوجستي

	المعاملات b	الخطأ المعياري	إحصاءة وولد Wald	درجة الحرية	مستوى الدلالة	الدالة الأسية للمعاملات Exp(b)	فترات الثقة 95٪ للدوال الأسية للمعاملات	
							الحد الأدنى	الحد الأعلى
الإبداع	.079	.040	3.911	1	.048	1.082	1.001	1.170
القيادية	.005	.068	.005	1	.945	1.005	.879	1.148
الدافعية	.041	.034	1.445	1	.229	1.042	.974	1.114
التعلم	-.015	.049	.098	1	.754	.985	.896	1.083
الثابت	-3.839	1.093	12.333	1	.000	.022		

وللإجابة عن التساؤل السابق حول طرق تفسير تلك المعالم، قام الباحث بتفسير عوامل الانحدار اللوجستي وفق الطرق التالية:

أولاً- التفسير بدلالة معاملات اللوجت logit coefficients

من خلال الجدول (32) يلاحظ أنّ قيمة معامل اللوجت لمتغيّر السمات الإبداعية تساوي (0.079)، وتفسّر قيمة معامل اللوجت السابقة على أنّ

لوغاريتم معامل ترجيح (log odds) أن يأخذ المتغيّر التابع القيمة (واحد) يزداد بمقدار 0.079 كلما زادت قيمة متغيّر السمات الإبداعية بمقدار درجة واحدة، وذلك عند ضبط أثر المتغيّرات المستقلة الأخرى. ويلاحظ أنّ قيمة لوغاريتم معامل الترجيح يمكن أن تأخذ أي قيمة من موجب ما لانهاية إلى سالب ما لانهاية.

وبنفس الطريقة يمكن تفسير معامل اللوجت لمتغيّر السمات القيادية، حيث يتضح من الجدول السابق أنّ قيمة المعامل تساوي (0.005). وهذا يعني أنّ قيمة اللوجت (لوغاريتم معامل ترجيح متغيّر تصنيف الطالب الموهوب) يزداد بمقدار (0.005) كلما زادت درجات السمات القيادية بمقدار درجة واحدة، وذلك بعد ضبط أثر المتغيّرات المستقلة الأخرى.

كما أنّ تفسير معامل اللوجت لمتغيّر سمات الدافعية يتم بالطريقة نفسها، حيث يتضح من الجدول السابق أنّ قيمة المعامل تساوي (0.041). وهذا يعني أنّ قيمة اللوجت (لوغاريتم معامل ترجيح متغيّر تصنيف الطالب الموهوب) يزداد بمقدار (0.041) كلما زادت درجات سمات الدافعية بمقدار درجة واحدة، وذلك بعد ضبط أثر المتغيّرات المستقلة الأخرى.

أمّا معامل اللوجت لمتغيّر سمات التعلّم والذي يتضح من الجدول السابق أنّ قيمته تساوي (0.015-) ، فإنّ ذلك يعني أنّ قيمة اللوجت (لوغاريتم معامل ترجيح متغيّر تصنيف الطالب الموهوب) تقل بمقدار (0.015) كلما زادت درجات السمات القيادية بمقدار درجة واحدة، وذلك بعد ضبط أثر المتغيّرات المستقلة الأخرى.

ويلاحظ أنّ طريقة التفسير السابقة لمعاملات الانحدار هي نفس طريقة تفسير معاملات انحدار المربعات الدنيا الخطي. وهذا يعني أنّ قيمة المعامل لأي متغيّر كلما اقتربت من الصفر، دلّ ذلك على أنّ ذلك المتغيّر المستقل ليس له أهمية و تأثير في تفسير التغيّر والتباين الذي يحدث في المتغيّر التابع، ومن ثمّ لن يكون له تأثير أيضاً في التنبؤ بالمتغيّر التابع. أمّا إذا ابتعدت قيمة معامل المتغيّر المستقل عن الصفر، فإنّ ذلك يعني زيادة أهمية ذلك المتغيّر في تفسير ما يحدث للمتغيّر التابع من تباين، ومن ثمّ في التنبؤ بقيمة المتغيّر التابع. علماً بأنّ القيمة الموجبة للمعامل تعني أنّ ذلك التأثير إيجابي، بمعنى أنّه كلما زادت قيمة المتغيّر المستقل، زادت معها قيمة المتغيّر التابع. أمّا القيمة السالبة للمعامل فتعني أنّ التأثير والعلاقة سالبة، بمعنى أنّه كلما زادت قيمة المتغيّر المستقل، انخفضت قيمة المتغيّر التابع وهكذا.

ومع هذا التشابه في تفسير معامل الانحدار اللوجستي مع معامل الانحدار الخطي، فإنّ الفرق الجوهري هو أنّ المتغيّر التابع في حالة الانحدار اللوجستي ليس هو المتغيّر التابع ثنائي القيمة الأصلي والذي يرمز له بالرمز Y، وإنّما هو لوغاريتم معامل الترجيح بأن تكون قيمة المتغيّر التابع Y تساوي (واحد صحيح) (Y=1). أي أنّ المتغيّر التابع هو:

$$\log(Odds) = \log\left(\frac{P(Y=1)}{1-P(Y=1)}\right)$$

ويتضح من التفسيرات السابقة للمعاملات، أنّ التفسير رياضي بحت، أمّا المعنى العملي من تفسير معامل اللوجت من خلال توضيح مقدار التغيّر في لوغاريتم معامل الترجيح عند زيادة المتغيّر المستقل ذي العلاقة بمقدار وحدة واحدة، مع ضبط المتغيّرات المستقلة الأخرى فليس له معنى عملي واضح

وملموس. صحيح أنّ هذه الطريقة في التفسير مباشرة من الناحية الرياضية، وصحيح أنّها نفس الطريقة التي يتم بها تفسير المعاملات في نماذج الانحدار الخطي المعتاد، إلاّ أنّ العيب الواضح لهذه الطريقة في التفسير هو معنى التفسير، وافتقاره لأي مضمون عملي ملموس.

وخلاصة ما سبق أنّ تفسير معاملات الانحدار اللوجستي بدلالة التغيّر في اللوجت (لوغاريتم معامل الترجيح) ليس له معنى عملي واضح، وأنّه مجرّد تفسير للعلاقة الرياضية المباشرة على حساب المعنى التطبيقي.

ثانياً- التفسير بدلالة معاملات الترجيح Odds

الطريقة الثانية في تفسير معاملات نموذج الانحدار اللوجستي هي من خلال تفسير التغيّر في معاملات الترجيح. فإذا كان معامل اللوجت Logit Coefficient (معامل لوغاريتم معامل الترجيح Log Odds Coefficient) لمتغيّر السمات الإبداعية يساوي (0.079) كما في الجدول (32)، فإنّه يمكن تحويل ذلك المعامل إلى معامل معامل الترجيح مباشرة Odds Coefficient من خلال أخذ الدالة الأسية (معكوس اللوغاريتم) لمعامل اللوجت b ، أي أنّ معامل معامل الترجيح سيساوي e^b . وهذا يعني في حالة متغيّر السمات الإبداعية أنّ معامل معامل الترجيح Odds Coefficient يساوي $e^{0.079}$ ويساوي (1.082).

الملاحظة الأولى في تفسير هذا النوع من المعاملات بدلالة معامل الترجيح هي أنّ التأثيرات أصبحت ضربية multiplicative بدلاً من أن تكون جمعية additive، والسبب في ذلك أنّ تحويل اللوجت من خلال أخذ الدالة

الأسية لتحويل اللوجت إلى معامل ترجيح Odds ، يجعل الطرف الأيمن من المعادلة تتحول من مكونات جمعية إلى ضربية حسب المعادلات التالة:

$$\because \ln\left(\frac{P}{1-P}\right) = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2$$

$$\because e^{\ln\left(\frac{P}{1-P}\right)} = e^{b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2}$$

$$\therefore \frac{P}{1-P} = e^{b_0} * e^{b_1 x_1} * e^{b_2 x_2}$$

وهذا يعني من حيث التفسير التالي:

- أنّ قيمة المعامل لا تفسّر على أنّها مقدار الزيادة أو النقصان في قيمة المتغيّر التابع (الذي هو معامل الترجيح في هذه الحالة) لكل وحدة تغيّر في المتغيّر المستقل، وإنّما تفسّر على أنّها قيمة معامل الضرب Multiplicative Factor الذي سيزيد أو ينقص به المتغيّر التابع (معامل الترجيح) لكل وحدة تغيّر في المتغيرّ المستقل.
- في النماذج الجمعية يكون المتغيّر الذي ليس له تأثير هو المتغيّر الذي قيمة معامله يساوي الصفر، وذلك لأنّ مجموع الحد الذي يساوي صفراً مع بقية الحدود لن يضيف أو يؤثر شيئاً. أمّا في النماذج الضربية مثل هذه الحالة، فإنّ المتغيّر الذي ليس له تأثير هو المتغيّر الذي قيمة معامله تساوي الواحد الصحيح وليس الصفر، وذلك لأنّ النموذج ضربي، وهذا يعني أنّ الحد الذي يساوي الواحد الصحيح هو الذي لن يترك أثراً في القيمة المتوقعة للنموذج.
- أنّ معاملات اللوجت الموجبة سوف تكون معاملات معامل الترجيح لها أكبر من الواحد، أي أنّ ذلك المتغيّر سيزيد من قيمة معاملات

الترجيح المتوقعة. أمّا معاملات اللوجت السالبة، فإنّ معاملات معامل الترجيح لها ستكون أصغر من الواحد الصحيح. أي أنّ ذلك المتغيّر سيقلّل من قيمة معاملات الترجيح المتوقعة.

وبناء على ذلك، فإنّ معامل معامل الترجيح Odds coefficient لمتغيّر السمات الإبداعية والذي يساوي (1.082) يعني أنّ الزيادة في السمات الإبداعية بمقدار درجة واحدة تؤدي إلى زيادة معامل الترجيح Odds لتصنيف الطالب بمقدار حاصل ضرب معامل الترجيح الأصلي في (1.082). أي أنّ مقدار الزيادة في معامل الترجيح سيكون (8.2٪) من معامل ترجيح تصنيف الطالب لكل درجة من درجات السمات الإبداعية.

وبنفس الطريقة يمكن تفسير معاملات السمات (القيادية، والدافعية، والتعلّم) حيث يتضح من الجدول أنّ الزيادة في السمات القيادية بمقدار درجة واحدة تؤدي إلى زيادة معامل الترجيح بنسبة قدرها (0.5٪)، وكذلك فإنّ الزيادة في الدافعية بمقدار درجة واحدة تؤدي إلى زيادة معامل الترجيح بنسبة (4.2٪). أمّا سمات التعلّم فإنّ الزيادة فيها بمقدار درجة واحدة ستؤدي إلى نقصان معامل الترجيح بنسبة (1.5٪).

ثالثاً- التفسير بدلالة نسبة الترجيح Odds Ratio

يلاحظ من التفسير السابق لمعاملات معامل الترجيح Odds coefficient، أنّ التفسير كان عبارة عن معدّل الزيادة في معامل الترجيح Odds لكل وحدة من وحدات المتغيّر المستقل. فإذا كان المتغيّر المستقل X والذي معامل ترجيح المتغيّر التابع له هو O_x ، وإذا كان معامل معامل

الترجيح Odds coefficient هو (e^b) ، فإنّ ذلك يعني أنّ المتغيّر المستقل X عندما يزداد بمقدار وحدة واحدة ليصبح (X+1) ، فإنّ قيمة معامل الترجيح له O_{x+1} هي عبارة عن حاصل ضرب معامل الترجيح O_x مضروباً في e^b . أي أنّ:

$$\frac{Odds_{(X+1)}}{Odds_{(X)}} = \frac{Odds_{(X)} \times e^b}{Odds_{(X)}} = e^b$$

وبناء على ذلك، فإنّ المعامل e^b والذي استخدم الباحث معه المصطلح "معامل معامل الترجيح Odds coefficient" سوف يستبدله بمصطلح أكثر وضوحاً ومباشرة وهو ما يعرف بنسبة الترجيح Odds Ratio، والذي يرمز له بالرمز OR.

وخلاصة ما سبق هي أنّ الطريقة الأوسع انتشاراً كما يرى جارسون Garson(2006) في تفسير معاملات الانحدار اللوجستي (اللوجت logit) هي تحويلها إلى نسبة ترجيح odds ratio، وذلك باستخدام الدالة الأسية exp() . يلاحظ أنّ نسبة الترجيح التي تتجاوز الواحد صحيح سوف تشير إلى معامل ترجيح odds موجب بأن يكون المتغيّر التابع يساوي الواحد (طبعاً في تحليل الانحدار اللوجستي الثنائي). وكلما اقتربت قيمة نسبة الترجيح من الواحد الصحيح أشار ذلك إلى عدم اعتماد المتغيّر التابع على المتغيّر المستقل.

وكما يرى جارسون Garson(2006) فإنّ اللوجت عندما يتم تحويلها إلى نسبة ترجيح odds ratio فإنّ نسبة الترجيح يمكن التعبير عنها كنسبة مئوية للزيادة في معامل الترجيح odds . وبناء على ذلك، يلاحظ من الجدول (32) أنّ قيمة معامل اللوجت لمتغيّر السمات الإبداعية تساوي (0.079)، وأنّ

قيمة نسبة الترجيح المقابلة لها (أي الدالة الأسية e^b لذلك المعامل) تساوي (1.082). وهذا يفسّر على أنّه كلما زادت قيمة المتغيّر المستقل (السمات السلوكية) بمقدار درجة واحدة، فإنّ معامل الترجيح odds بأن يكون الطالب قد تم تصنيفه موهوباً (Y=1) يزداد بنسبة مئوية قدرها (8.2٪) وذلك بعد ضبط أثر المتغيرات المستقلة الأخرى . وهذا له نفس المعنى إذا قال الباحث بأنّ معامل الترجيح odds الأصلي للمتغيّر التابع يتغيّر بمقدار حاصل الضرب في (108.2٪) كلما زاد متغيّر السمات الإبداعية بوحدة واحدة، أي أنّ معامل الترجيح يضرب في (108.2٪) كلما زادت قيمة متغيّر السمات الإبداعية بدرجة واحدة، أي أنّ زيادة قيمة السمات الإبداعية بمقدار درجة واحدة سيزيد معامل الترجيح odds بمقدار (1.082) مرّة.

ويلاحظ أنّ هذا المعامل قيمته منخفضة جداً، لأنّه يقترب من الواحد الصحيح، ممّا يعني أنّ القدرة التنبؤية لمتغيّر السمات الإبداعية للتنبؤ بتصنيف الطالب الموهوب ضعيفة، وقد لا تختلف كثيراً عن الصدفة.

وتوضح فترات الثقة المحسوبة للدوال الأسية للمتغيرات المستقلة في الجدول السابق الدلالة الإحصائية لتلك العوامل. فمن الجدول (32) يلاحظ أنّ الدالة الأسية لمعامل لوجت متغيّر السمات الإبداعية قد تراوحت بين (1.001) و (1.170). وحيث إنّ فترة الثقة لم تتضمن القيمة(واحد صحيح)، فإنّ هذا يعني أنّ قيمة معامل نسبة الترجيح تختلف عن الواحد الصحيح بشكل دال إحصائياً، أي أنّ معامل الانحدار اللوجستي لمتغيّر السمات الإبداعية دال إحصائياً، أي أنّ متغيّر السمات الإبداعية له دلالة إحصائية في تفسير التغيّر في معامل ترجيح odds تصنيف الطلاب الموهوبين،

ومن ثمّ التنبؤ بتصنيفهم، أي أنّ التغيّر الذي يحدث في قيم المتغيّر المستقل (السمات الإبداعية) يرتبط بالتغيّر الذي يحدث في معامل ترجيح المتغيّر التابع بأن تكون له قيمة محدّدة (أي أن يكون تصنيف الطالب موهوباً Y=1)، وبناء على ذلك فإنّ القدرة التنبؤية للسمات الإبداعية تختلف عن الصدفة، أي أنّ السمات الإبداعية لها قدرة تنبؤية لتصنيف الطالب الموهوب أفضل من الصدفة.

ويلاحظ أنّ نسبة الترجيح Odds Ratio المستخدمة في تفسير المعاملات تعتبر أحد مقاييس حجم التأثير المفيدة جداً عند مقارنة تأثيرات المتغيّرات المستقلة (Garson,2006).

رابعاً- التفسير بدلالة الاحتمالات Probabilities

يمكن تفسير معاملات الانحدار اللوجستي باستخدام الاحتمالات بدلاً من معاملات الترجيح على النحو التالي:

من الجدول (32) يلاحظ أنّ قيمة المعامل اللوجستي لمتغيّر السمات الإبداعية يساوي (0.079)، وأنّ قيمة نسبة الترجيح المقابل له تساوي (1.082). وبما أنّ الاحتمال الأصلي للمتغيّر التابع تساوي (40.5٪)، لذا فإنّ معامل الترجيح المقابل لذلك الاحتمال يساوي (40.5/59.5 = 0.861). وبناء على ذلك فإنّ حاصل ضرب معامل الترجيح (0.861) في نسبة الترجيح (1.082) ستعطي معامل ترجيح جديد يساوي (0.902) . وحيث إنّ العلاقة بين الاحتمال ومعامل الترجيح معلومة، فإنّ الاحتمال المقابل لمعامل الترجيح (0.902) السابق سوف تساوي (0.484).

هذا يعني أنّ زيادة متغيّر السمات الإبداعية بمقدار درجة واحدة، جعلت قيمة احتمال تصنيف الطالب على أنّه موهوب (48.4٪). وحيث إنّ الاحتمال الأصلي يساوي (40.5٪)، فإنّ زيادة السمات الإبداعية بمقدار درجة واحدة زادت من احتمال تصنيف الطالب الموهوب بنسبة (7.9٪).

ويجب ملاحظة أنّ هذه النسبة من الزيادة في قيمة الاحتمال عند زيادة مقدار السمات الابداعية بمقدار درجة واحدة ليست ثابتة، بل هي متغيّرة ومتأثرة بمستوى السمات الابداعية. أي أنّ من الصعب الحصول على قيمة واحدة تلخص مقدار الزيادة في قيمة الاحتمال كلما تغيّرت قيمة السمات الابداعية بسبب طبيعة العلاقة غير الخطية بين الاحتمال ومتغيّر السمات الابداعية المستقل. ولذا فإنّ أي تفسير لمقدار التغيّر في قيمة الاحتمال عند تغيّر السمات الابداعية يجب أن يكون محدوداً فقط بذلك المستوى من المتغيّر أو المتغيّرات المستقلة ولا يمكن تعميمه على جميع مستويات المتغيّرات المستقلة.

أمّا إذا كان الباحث مضطراً لتقديم قيمة إحصائية واحدة تلخص مقدار التغيّر في قيمة الاحتمال كلما تغيّرت قيم المتغيّرات المستقلة، فيمكن للباحث أن يحسب قيم الاحتمال في فترات مختلفة ومن ثمّ حساب متوسط التغيّر في قيم الاحتمال باعتبارها قيمة تلخص تلك العلاقة بين الاحتمال والمتغيرات المستقلة. ومع ذلك يجب الحذر الشديد في تفسير قيمة ذلك المتوسط عند استخدامه ومعرفة ماله وماعليه واعتباره مؤشراً إحصائياً يمكن الاستفادة منه دون الافراط فيما يقتضيه من قدرة تفسيرية.

إجابة السؤال الرابع

ما القدرة التنبؤية لكل من السمات (الإبداعية، والقيادية، والدافعية، والعلمية) لدى الطلاب المتميزين في الكشف عن الموهوبين منهم؟

للإجابة عن هذا التساؤل قام الباحث باختبار الفروض الصفرية التالية:

الفرض (4- 1): قيمة معامل السمات الإبداعية في النموذج اللوجستي الذي تمّ توفيقه لا تختلف عن الصفر.

الفرض (4- 2): قيمة معامل السمات القيادية في النموذج اللوجستي الذي تمّ توفيقه لا تختلف عن الصفر.

الفرض (4- 3): قيمة معامل سمات الدافعية في النموذج اللوجستي الذي تمّ توفيقه لا تختلف عن الصفر.

الفرض (4- 4): قيمة معامل سمات التعلّم في النموذج اللوجستي الذي تمّ توفيقه لا تختلف عن الصفر.

ولاختبار الفرضيات الصفرية السابقة، قام الباحث بالاعتماد على إحصاءة والد Wald Statistic، حيث وضح الجدول (32) ص230 قيم هذه الإحصاءة ومستوى الدلالة الإحصائية لها لكل سمة من السمات السلوكية الأربع على النحو التالي:

*	المعاملات b	الخطأ المعياري	إحصاءة وولد	درجة الحرية	مستوى الدلالة	الدالة الأسية للمعاملات Exp(b)	فترات الثقة 95٪ للدوال الأسية للمعاملات	
							الحد الأدنى	الحد الأعلى
الإبداع	.079	.040	3.911	1	.048	1.082	1.001	1.170
القيادية	.005	.068	.005	1	.945	1.005	.879	1.148
الدافعية	.041	.034	1.445	1	.229	1.042	.974	1.114
التعلم	-.015	.049	.098	1	.754	.985	.896	1.083
الثابت	-3.839	1.093	12.333	1	.000	.022		

* ملحوظة: تم إعادة عرض الجدول (32) لغرض تسهيل قراءة النتائج

يتضح من الجدول السابق ما يأتي:

1. قيمة اختبار والد Wald لمتغيّر السمات الإبداعية عند درجة حرية واحدة تساوي (3.911) وبمستوى دلالة إحصائية تساوي (0.048). وهذا يعني رفض الفرضية الصفرية (4- 1) القائلة بأنّ معامل الانحدار اللوجستي لمتغيّر السمات الإبداعية لا تختلف عن الصفر، حيث ظهر من التحليل وجود فرق ذي دلالة إحصائية لمعامل السمات الإبداعية عن الصفر . وهذا يعني أنّ لمتغيّر السمات الإبداعية قدرة تنبؤية لتصنيف الطلاب الموهوبين مقارنة بالصدفة. كما تظهر قيمتا حدود الثقة عند مستوى ثقة (95٪) نفس النتيجة السابقة، حيث بلغ الحد الأعلى لمعامل معامل الترجيح (1.170) في حين بلغ الحد الأدنى لنفس المعامل (1.001). وتشير قيمتا الحد الأعلى والأدنى لفترة الثقة عند مستوى (95٪) إلى وجود دلالة إحصائية لمعامل السمات الإبداعية، حيث أنّ فترة الثقة لم تتضمّن القيمة(واحد صحيح).

2. قيمة اختبار والد Wald لمتغيّر السمات القيادية عند درجة حرية تساوي(واحد) تساوي (0.005)، وبمستوى دلالة إحصائية تساوي (0.945). وهذا يعني أنّ قيمة معامل الانحدار اللوجستي لمتغيّر السمات القيادية لا تختلف عن الصفر، وأنّ متغيّر السمات السلوكية ليس له دلالة إحصائية في القدرة التنبؤية على احتمال تصنيف الطالب الموهوب. كما تظهر حدود فترة الثقة عند مستوى (95٪) نفس النتيجة، حيث بلغت قيمة الحد الأعلى لفترة الثقة (1.148) وقيمة الحد الأدنى (0.879)، وحيث إنّ فترة الثقة تضمّنت قيمة الواحد الصحيح فهذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية لمعامل السمات القيادية، وأنّ قيمة معامل معامل الترجيح (1.082) لا يختلف عن الواحد الصحيح إلاّ بالصدفة. وبناء على ذلك فإنّ الباحث يعجز عن رفض الفرضية الصفرية (4- 2) والتي نصت على أنّ قيمة معامل السمات القيادية في النموذج اللوجستي الذي تمّ توفيقه لا تختلف عن الصفر.
3. قيمة اختبار والد Wald لمتغيّر سمات الدافعية عند درجة حرية تساوي(واحد) تساوي (1.445) وبمستوى دلالة إحصائية تساوي (0.229). وهذا يعني أنّ قيمة معامل الانحدار اللوجستي لمتغيّر سمات الدافعية لا تختلف عن الصفر، وأنّ متغيّر السمات السلوكية ليس له دلالة إحصائية في القدرة التنبؤية على احتمال تصنيف الطالب الموهوب. كما تظهر حدود فترة الثقة عند مستوى (95٪) نفس النتيجة، حيث بلغت قيمة الحد الأعلى لفترة الثقة (1.114) وقيمة

الحد الأدنى (0.974)، وحيث إنّ فترة الثقة تضمّنت قيمة الواحد الصحيح فهذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية لمعامل سمات الدافعية، وأنّ قيمة معامل معامل الترجيح (1.042) لا تختلف عن الواحد الصحيح إلاّ بالصدفة. وبناء على ذلك فإنّ الباحث يعجز عن رفض الفرضية الصفرية (4- 3) والتي نصت على أنّ قيمة معامل السمات الدافعية في النموذج اللوجستي الذي تمّ توفيقه لا تختلف عن الصفر.

4. قيمة اختبار والد Wald لمتغيّر سمات التعلّم عند درجة حرية تساوي (واحد) تساوي (0.098) وبمستوى دلالة إحصائية تساوي (0.754). وهذا يعني أنّ قيمة معامل الانحدار اللوجستي لمتغيّر سمات التعلّم لا تختلف عن الصفر، وأنّ متغيّر السمات السلوكية ليس له دلالة إحصائية في القدرة التنبؤية على احتمال تصنيف الطالب الموهوب. كما تظهر حدود فترة الثقة عند مستوى (95٪) نفس النتيجة، حيث بلغت قيمة الحد الأعلى لفترة الثقة (1.083) وقيمة الحد الأدنى (0.896)، وحيث إنّ فترة الثقة تضمّنت قيمة الواحد الصحيح فهذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية لمعامل السمات القيادية، وأنّ قيمة معامل معامل الترجيح (0.985) لا تختلف عن الواحد الصحيح إلاّ بالصدفة. وبناء على ذلك فإنّ الباحث يعجز عن رفض الفرضية الصفرية (4- 4) والتي نصت على أنّ قيمة معامل سمات التعلّم في النموذج اللوجستي الذي تمّ توفيقه لا تختلف عن الصفر.

لقد نبه مينارد (Menard(2002,p.39 بأنّه في حالة العدد الكبير من المعاملات - كما هو الحال عند وجود متغيّرات مستقلة تصنيفية dummy

variables - فإنّ الخطأ المعياري سوف يتضخم، ممّا يؤدي إلى تقليص قيمة إحصاءة والد، الأمر الذي يقود إلى الوقوع في الخطأ من النوع الثاني، وهو العجز عن رفض الفرضحية الصفرية الخاطئة، أي الوصول إلى قرار بعدم وجود تأثير ذي دلالة إحصائية للمتغيّر في حين أنّه في الحقيقة يكون ذلك التأثير موجوداً. ولذا في مثل تلك الحالات، يفضل الاعتماد على اختبار نسبة الترجيح للفروق بين النماذج عند تضمينها وعدم تضمينها لتلك المتغيرات.

والمقارنة الأخرى هي أن إحصاءة والد أكثر تأثراً بحجم العينة الذي من المفترض أن يكون كبيراً في تحليل الانحدار اللوجستي مقارنة باختبار نسبة الترجيح الذي يعتبر أكثر ثباتاً بالنسبة للعينات الصغيرة. ولذلك ولهذين السببين، فإنّ اختبار نسبة الترجيح في العموم يعتبر أكثر تفضيلاً من اختبار والد عند اختبار معالم المتغيرات المستقلة.

اختبار الدرجة Score Test

تعتبر إحصاءة راو لدرجة الكفاءة Rao's efficient score statistic إحدى المعايير التي على أساسها يمكن تقويم الدلالة الإحصائية للقدرة التنبؤية لمتغيّر مستقل ما، وذلك لأنّ هذه الإحصاءة تعمل بشكل مشابه لاختبار نسبة الترجيح likelihood ratio test لعوامل المتغيّرات المستقلة المختلفة. وتختبر إحصاءة الدرجة score test ما إذا كان معامل الانحدار اللوجستي لمتغيّر مستقل ما يساوي الصفر. من مميزات هذه الإحصاءة مقارنة باختبار نسبة الترجيح أنّها غير معتمدة على التكرار non-iterative ، وبذلك فإنّها طريقة حسابية سريعة لاختبار كل معلمة على حدة، في حين أنّ

اختبار نسبة الترجيح LR تعتمد على طريقة التكرار للحصول على تقديرات أدق. وبالإضافة إلى استخدام اختبار الدرجة لفحص دلالة كل متغيّر مستقل على حدة، فإنّ هذه الطريقة يمكنها توليد وإعطاء إحصاءات كلية Overall Statistics لاختبار النموذج ككل.

جدول (33): إحصاءات الدرجة للمتغيّرات المستقلة

المتغيّرات	إحصاءة الدرجة	درجة الحرية	مستوى الدلالة
الإبداع	11.775	1	.001
القيادية	.177	1	.674
الدافعية	1.592	1	.207
التعلم	.232	1	.630

يتضح من الجدول (33) أنّ إحصاءة اختبار الدرجة للسمات الإبداعية قد بلغت (11.775) عند درجة حرية واحدة، ومستوى دلالة إحصائية بلغت (0.001). وهذا يعني أنّ معامل متغيّر السمات الإبداعية في نموذج الانحدار اللوجستي يختلف عن الصفر، وأنّ السمات الإبداعية لها دلالة إحصائية في تفسير وتصنيف المتغيّر التابع. وبذلك فإنّ النتيجة تدل على أنّ السمات الإبداعية تتمتّع بقدرة تنبؤية وتفسيرية للمتغيّر التابع تختلف عن الصدفة، وأنّ الفرضية الصفرية (4- 1) قد تمّ رفضها.

أمّا السمات القيادية والدافعية والتعلّم فجميعها ليست ذات دلالة إحصائية، أي أنّ معاملاتها لا تختلف عن الصفر إلاّ بالصدفة. وبذلك فإنّ السمات القيادية والدافعية والتعلّم ليس لها قدرة تنبؤية أو تفسيرية للمتغيّر التابع تختلف عن الصدفة. وهذا يؤكد على عجز الباحث عن رفض الفرضيات الصفرية (4- 2) و (4- 3) و (4- 4).

إجابة السؤال الخامس

هل تختلف القدرة التنبؤية للسمات السلوكية في الكشف عن الطلاب الموهوبين باختلاف تخصصات المعلمين الذين قاموا بتقدير تلك السمات؟

بناء على ماتوصل إليه الباحث حتى الآن من عدم وجود أي دلالة إحصائية لمتغيّرات السمات القيادية والدافعية والتعلّم في تفسير وتصنيف الطلاب الموهوبين، وأنّ السمة السلوكية الوحيدة التي لها دلالة هي الإبداعية، لذا فإنّ الباحث سيقوم بتوفيق نموذج انحدار لوجستي يتضمّن السمات الإبداعية وتخصص المعلمين، إضافة إلى حد التفاعل بين السمات الابداعية وتخصص المعلمين وذلك من أجل الإجابة عن هذا التساؤل، واختبار الفروض الصفرية الخاصة به، وهي:

الفرض (5- 1): جميع عوامل نموذج الانحدار اللوجستي الذي يتضمن حدّ التفاعل مع تخصص المعلمين تساوي صفراً.

الفرض (5- 2): لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين القيم المشاهدة والقيم المتوقعة من النموذج الذي يتضمن حدّ التفاعل مع تخصص المعلمين.

الفرض (5- 3): المساحة تحت منحنى ROC الناتج من توفيق السمات السلوكية وتصنيف الموهوبين بنموذج الانحدار اللوجستي الذي يتضمن حدّ التفاعل مع تخصص المعلمين لا تختلف عن المساحة الموجودة تحت قطر الصدفة (50٪).

الفرض (5- 4): قيمة معامل السمات الإبداعية في النموذج اللوجستي لا تختلف باختلاف تخصص المعلمين.

بعد إدخال متغيّري السمات الإبداعية وتخصص المعلمين وإدخال حد التفاعل بينهما في نموذج الانحدار اللوجستي ظهرت النتائج التالية:

جدول (34): الدلالة الإحصائية للنموذج اللوجستي المتضمن تأثيرات تفاعلية

النموذج	مربع كاي	درجة الحرية	مستوى الدلالة
*	32.378	3	.000

* يتضمن النموذج متغيّري السمات الإبداعية وتخصص المعلم إضافة إلى حد التفاعل بين المتغيّرين

يتضح من الجدول (34) أنّ قيمة إحصاءة مربع كاي للنموذج عند درجة حرية 3 تساوي (32.378)، ومستوى دلالة أقل من (0.01). وهذا يعني رفض الفرضية الصفرية (5- 1) القائلة بأنّ معاملات النموذج لا تختلف عن الصفر، حيث يظهر من النتائج أنّ معاملاً واحداً على الأقل من معاملات النموذج يختلف بشكل دال إحصائياً عن الصفر. وبهذا يتضح أنّ النموذج الذي يتضمن السمات الإبداعية، وتخصص المعلم، إضافة إلى حد التفاعل بينهما يسهم بشكل دال إحصائياً في تفسير تصنيف الطلاب الموهوبين والتنبؤ بذلك التصنيف.

كما يلاحظ أيضاً أنّ إدخال متغيّري السمات الإبداعية، وتخصص المعلّم، إضافة إلى حد التفاعل بينهما في النموذج اللوجستي أدّى إلى انخفاض إحصاءة 2LL- من (396.194) للنموذج الذي يتضمّن الحد الثابت فقط إلى (363.816) في النموذج الحالي موضع الفحص. وهذا يعني أنّ قيمة إحصاءة R^2 الزائفة R_L^2 والتي تدعى أيضاً بـ McFadden R^2 تساوي:

$$R_L^2 = \frac{D_0 - D_M}{D_0}$$

$$R_L^2 = \frac{(396.194 - 363.816)}{396.194} = 0.0817$$

ويلاحظ أنّ هذه الإحصاءة والتي تقيس نسبة الانخفاض في الإحصاءة 2LL- والتي يرمز لها أيضاً بـ D_0 للنموذج الذي يتضمن حد الثابت فقط و D_M للنموذج عندما يتضمن المتغيّرات المستقلة موضع الفحص أعلى من قيمة نفس الإحصاءة للنموذج الذي تضمّن المتغيّرات الأربع للسمات السلوكية، والتي كانت تساوي (0.0365). وهذا يشير إلى أنّ هذا النموذج - موضع الفحص الحالي، والذي يتضمّن متغيّر السمات الابداعية، ومتغيّر تخصص المعلم، إضافة إلى حد التفاعل بينهما- أفضل من النموذج الذي تمّ توفيقه من خلال تضمين المتغيّرات المستقلة الأربع للسمات السلوكية، من حيث ملاءمته للبيانات المشاهدة وتفسيره للمتغيّر التابع، وتنبؤه به.

أمّا بقية إحصاءات R^2 الزائفة والتي يعرضها برنامج الحزمة الإحصائية SPSS فقد كانت حسب الجدول التالي:

جدول (35): الدلالة العملية R^2 الزائفة للنموذج المتضمن تأثيرات تفاعلية

-2LL	مربع (ر) لكوكس وسنيل	مربع (ر) لنيغليكيرك
363.816	.105	.141

يتضح من الجدول (35) أنّ قيمتي إحصاءتي مربع (ر) لكوكس وسنيل ومربع (ر) لنيغليكيك بلغتا (10.5٪ و14.1٪) على التوالي. وعند مقارنة هاتين الإحصاءتين في هذا النموذج بما كانت عليه في النموذج الذي تضمّن المتغيرات الأربع للسمات السلوكية 0.065 و 0.048 حسب

الجدول(23) يلاحظ أنّ قيمتي الإحصائتين قد ارتفعتا بشكل ملحوظ مقارنة بالنموذج الأصلي، الذي تضمن السمات السلوكية الأربع دون تخصص المعلمين وحد التفاعل معه. وهذا يعني أنّ هذا النموذج الذي تضمن تخصص المعلمين وحد التفاعل بينه وبين السمات الإبداعية له قدرة أفضل في تفسير البيانات المشاهدة، والتنبؤ بالمتغيّر التابع.

أمّا اختبار هوزمر- ليمشو لجودة المطابقة فقد أظهر النتائج التالية:

جدول (36): اختبار هوزمر- ليمشو لجودة مطابقة نموذج التأثيرات التفاعلية

مربع كاي	درجة الحرية	مستوى الدلالة
4.095	7	.769

يتضح من الجدول (36) أنّ قيمة إحصاءة مربع كاي لاختبار هوزمر- ليمشو بلغت (4.095) عند درجة حرّية 7 ومستوى دلالة (0.769). وهذا يعني العجز عن رفض الفرضية الصفرية (5- 2) القائلة بأنّ البيانات المتوقعة من النموذج لا تختلف عن البيانات المشاهدة. أي أنّ الباحث يصل إلى نتيجة أنّ البيانات المولّدة من خلال النموذج موضع الفحص تطابق البيانات المشاهدة للعينة، ممّا يعني أنّ النموذج موضع الفحص يتمتع بجودة مطابقته للبيانات المشاهدة.

ويوضح الجدول التالي القيم المشاهدة، والمتوقعة في كل فئة من فئات التحليل:

جدول (37): جدول توافق البيانات المشاهدة والمتوقعة لاختبار هوزمر- ليمشو

	غير الموهوب		الموهوب		المجموع
	المشاهد	المتوقع	المشاهد	المتوفع	
1	23	24.984	7	5.016	30
2	22	20.136	7	8.864	29
3	20	22.054	13	10.946	33
4	20	18.851	9	10.149	29
5	17	17.802	11	10.198	28
6	32	31.144	18	18.856	50
7	18	15.363	12	14.637	30
8	10	9.375	14	14.625	24
9	9	11.290	30	27.710	39

ويتضح من الجدول (37) أنّ مطابقة البيانات المتوقعة للبيانات المشاهدة كان ملائماً إلى حدما في جميع فئات التحليل، كما أنّ عدد الحالات في جميع الخلايا كانت ملائمة، وتحقق افتراضات اختبار مربع كاي.

جدول (38): جدول التصنيف للنموذج المتضمن حد التفاعل

التصنيف		المتوقع			النسبة المئوية
		موهوب	غير موهوب	المجموع	للتصنيف الصحيح
المشاهد	موهوب P	50 TP	71 FP	121 P	41.3
	غير موهوب N	29 FN	142 TN	171 P'	83.0
	المجموع	79 Q	213 Q'	292	65.8

* تم بناء جدول التصنيف بناء على نقطة القطع 0.50

يتضح من الجدول (38) أنّ حساسية النموذج لاكتشاف وتصنيف الطلاب الموهوبين أفضل من النموذج الذي تضمّن السمات السلوكية دون

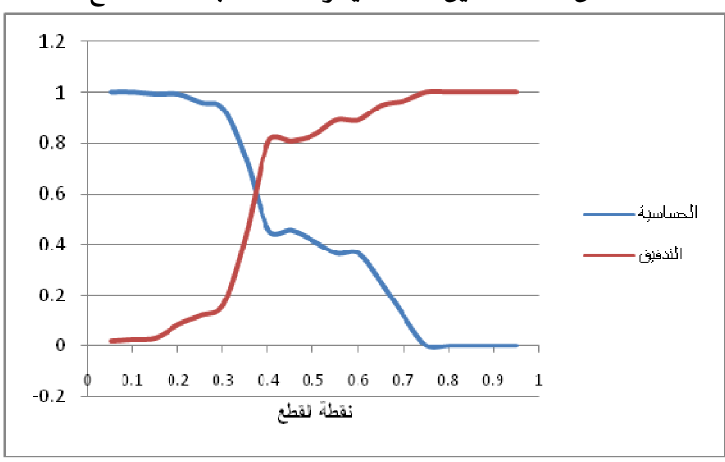
تخصص المعلمين وحد التفاعل معها، حيث بلغت في هذا التحليل (41.3٪) مقارنة بـ (31.4٪) في النموذج السابق. أمّا الدقة فقد انخفض بشكل طفيف من (86.5٪) ليصبح في هذا النموذج (83.0٪). وبشكل عام فإنّ النسبة المئوية للتصنيف الصحيح لهذا النموذج هي (65.8٪)، وهي أفضل من قيمتها للنموذج السابق والتي بلغت فيه (63.7٪).

وللحصول على أفضل تصنيف من هذا النموذج المتضمن حد التفاعل بين السمات الإبداعية، وتخصص المعلمين يمكن الحصول على نقطة القطع المثلى كما يلي:

جدول (39): حساسية ودقة النموذج المتضمن حد التفاعل عند عدّة نقاط قطع

نقطة القطع	الحساسية	الدقة	1- الدقة
0.05	1	0.023392	0.976608
0.1	1	0.02924	0.97076
0.15	0.991736	0.035088	0.964912
0.2	0.991736	0.087719	0.912281
0.25	0.958678	0.122807	0.877193
0.3	0.933884	0.163743	0.836257
0.35	0.735537	0.438596	0.561404
0.4	0.454545	0.807018	0.192982
0.45	0.454545	0.807018	0.192982
0.5	0.413223	0.830409	0.169591
0.55	0.363636	0.888889	0.111111
0.6	0.363636	0.888889	0.111111
0.65	0.247934	0.947368	0.052632
0.7	0.115702	0.964912	0.035088
0.75	0	1	0
0.8	0	1	0
0.85	0	1	0
0.9	0	1	0
0.95	0	1	0

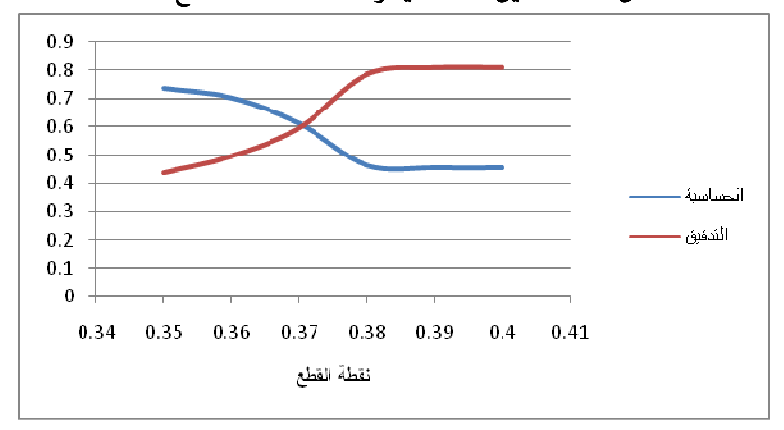
شكل (26): تمثيل الحساسية والدقة حسب نقاط القطع



جدول (40): حساسية ودقة النموذج المتضمن حد التفاعل عند نقاط قطع أدق

نقطة القطع	الحساسية	الدقة
0.35	0.735537	0.438596
0.36	0.702479	0.497076
0.37	0.61157	0.596491
0.38	0.46281	0.783626
039	0.454545	0.807018
0.4	0.454545	0.807018

شكل (27): تمثيل الحساسية والدقة عند نقاط قطع مختلفة



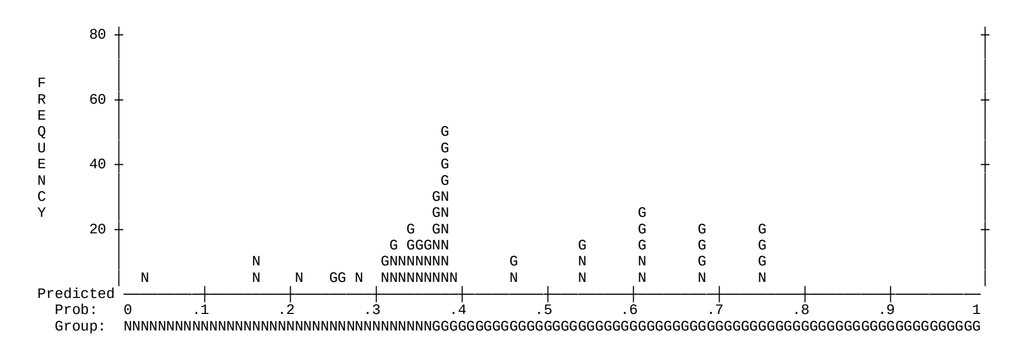
يتضح من الجداول والرسوم البيانية السابقة أنّ نقطة القطع المثلى هي (0.37). وبناء على ذلك فإنّ تحليل جداول التصنيف تعطي النتائج التالية:

جدول (41): جدول التصنيف للنموذج المتضمن حد التفاعل عند نقطة القطع 0.37

التصنيف		المتوقع			النسبة المئوية للتصنيف الصحيح
		موهوب	غير موهوب	المجموع	
المشاهد	موهوب P	74 TP	47 FP	121 P	61.2
	غير موهوب N	69 FN	102 TN	171 P'	59.6
	المجموع	79 Q	213 Q'	292	60.3

ويكون الشكل كالتالي:

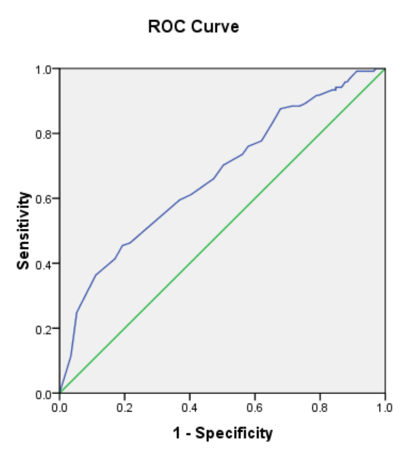
شكل (28): تمثيل تصنيف الحالات المشاهدة وفقاً للنموذج




```
Predicted Probability is of Membership for Gifted
The Cut Value is .37
Symbols: N - Non-gifted
         G - Gifted

Each Symbol Represents 5 Cases.
```

شكل (29): المساحة تحت المنحنى ROC الناتجة من النموذج



من الواضح جداً من التمثيل السابق لمنحنى ROC أنّ المساحة تحت المنحنى للنموذج موضع الفحص هي أعلى من المساحة تحت محور الصدفة، والتي تبلغ (50٪)، وهذا يعني أنّ النموذج اللوجستي موضع الفحص أفضل من الصدفة في تصنيفه للطلاب الموهوبين. ولاختبار الفرض الصفري القائل بأنّ القدرة التصنيفية للنموذج الذي يتضمن حد التفاعل لا يختلف عن الصدفة، نفحص الجدول التالي الذي يعرضه برنامج الحزمة الإحصائية ضمن مخرجات تحليل المنحنى ROC :

جدول (42): المساحة تحت منحنى ROC للنموذج المتضمن حد التفاعل

المساحة	الخطأ المعياري	مستوى الدلالة	الحد الأدنى	الحد الأعلى
.670	.032	.000	.607	.733

يتضح من الجدول (42) أنّ قيمة المساحة تحت المنحنى تساوي (0.670) عند مستوى دلالة أقل من (0.01). وهذا يعني رفض الفرضية الصفرية (5- 3) القائلة بأنّ المساحة تحت منحنى ROC الناتجة من توفيق البيانات بنموذج الانحدار اللوجستي موضع التحليل يساوي (0.5). وبذلك فإنّ

النموذج يساعد على التنبؤ بتصنيف حالات المتغيّر التابع أكثر ممّا تفعله الصدفة.

كما يتضح أيضاً أنّ النموذج الحالي المتضمن حد التفاعل يتمتع بقدرة أفضل من النموذج الذي يتضمن السمات السلوكية الأربع فقط، الذي تم توفيقه مسبقاً، والذي كانت المساحة تحت المنحنى فيه تساوي (0.643). والخلاصة أنّ النموذج اللوجستي جيّد التشكّل هرمياً HWF المتضمّن السمات الإبداعية كمتغيّر مستقل، وتخصص المعلمين كمتغيّر وسيط، له دلالة إحصائية في تفسيره وتصنيفه للطلاب الموهوبين، ويتمتّع بجودة مطابقة للبيانات المشاهدة، ممّا يعني إمكانية الاعتماد عليه في تفسير التأثيرات التفاعلية لتخصص المعلمين على السمات الإبداعية المقدّرة في تفسير وتصنيف الطلاب الموهوبين.

ولفحص التأثير التفاعلي لتخصص المعلمين في القدرة التنبؤية للسمات الإبداعية في تفسير وتصنيف الطلاب الموهوبين قام الباحث بتوفيق نموذجين لوجستيين للسمات الإبداعية مع تصنيف الطلاب الموهوبين، أحدهما لمعلمي الرياضيات والعلوم والآخر لمعلمي التخصصات الأخرى، حيث كانت نتائج توفيق النموذجين على النحو التالي:

جدول (43): المعاملات اللوجستية للسمات الابداعية حسب تخصصات المعلمين

تخصص المعلمين	المعاملات b	الخطأ المعياري	إحصاءة وولد Wald	درجة الحرية	مستوى الدلالة	الدالة الأسية للمعاملات Exp(b)	فترات الثقة 95٪ للدوال الأسية للمعاملات	
							الحد الأدنى	الحد الأعلى
الرياضيات والعلوم	.303	.075	16.220	1	.000	1.354	1.168	1.568
التخصصات الأخرى	.025	.030	.703	1	.402	1.025	.967	1.088

يتضح من الجدول (43) أنّ قيمة معامل السمات الإبداعية لدى مجموعة معلمي الرياضيات والعلوم تختلف عن قيمة معامل السمات الإبداعية لدى مجموعة معلمي التخصصات الأخرى. ويلاحظ أنّ إحصاءة والد للمعامل لدى مجموعة معلمي الرياضيات والعلوم ذات دلالة إحصائية عند مستوى أقل من (0.01) في حين أنّها ليست ذات دلالة إحصائية لدى مجموعة معلمي التخصصات الأخرى. وهذا يعني أنّ تأثير ومساهمة السمات الإبداعية في تفسير المتغيّر التابع تختلف باختلاف تخصص المعلمين، وهذا دليل على وجود التأثير التفاعلي في النموذج.

ولملاحظة مدى أهمية هذا التأثير التفاعلي قام الباحث بحساب النسبة بين الدالتين الأسيتين لنموذج معلمي الرياضيات والعلوم ونموذج معلمي التخصصات الأخرى:

نسبة الدالتين الأسيتين لمعاملي السمات الإبداعية= $\frac{1.354}{1.025} = 1.320$

تفسّر القيمة السابقة حسب بعدها عن الواحد الصحيح، حيث إنّ الواحد الصحيح يعني تساوي قيمتي الدالتين الأسيتين، ومن ثمّ عدم وجود أثر للتفاعل بين المتغيّرات. وكلما ابتعدت قيمة النسبة بين الدالتين الأسيتين دلّ ذلك على وجود فروق بين معاملي المتغيّر المستقل في المجموعتين المختلفتين للمتغيّر الوسيط، ممّا يدل على وجود تأثير تفاعلي بين المتغيّرين.

يتضح ممّا سبق أنّ هناك مؤشرات قوية على وجود تأثير تفاعلي لتخصص المعلمين على السمات الإبداعية في قدرة الأخيرة على تفسير وتصنيف الطلاب الموهوبين. وفي نفس الوقت، يتضح أنّ الطريقة السابقة تفتقر لأي أسلوب إحصائي موضوعي يمكّن الباحث من الحكم على قيمة ومقدار تلك النسبة

المحسوبة، وهل هي فعلاً تختلف عن الواحد الصحيح أو أنّها تساويه بسبب أخطاء المعاينة والصدفة.

الطريقة التي تتضمّن اختباراً إحصائياً لدلالة التأثيرات التفاعلية هي فحص نتائج تقدير معالم النموذج اللوجستي جيّد التشكل هرمياً HWF Logistic Model والذي يتضمن المتغيّر المستقل (السمات الإبداعية)، و المتغيّر الوسيط (تخصص المعلم)، وحد التفاعل بينهما، كما هو موضح بالجدول التالي:

جدول (44): إحصاءات والد للمتغيّرات المستقلة المضمّنة في النموذج

	المعاملات b	الخطأ المعياري	إحصاءة وولد	درجة الحرية	مستوى الدلالة	الدالة الأسية للمعاملات Exp(b)	فترات الثقة 95٪ للدوال الأسية للمعاملات	
							الحد الأدنى	الحد الأعلى
الإبداع	.025	.030	.703	1	.402	1.025	.967	1.088
تخصص المعلم	-8.445	2.662	10.061	1	.002	.000	.000	.040
الابداع×تخصص المعلم	.278	.081	11.758	1	.001	1.320	1.126	1.547
الثابت	-1.404	.939	2.236	1	.135	.246		

يوضح الجدول (44) قيم معاملات الانحدار اللوجستي وقيم الدوال الأسية للمعاملات للمتغيّر المستقل (السمات الإبداعية)، والوسيط (تخصص المعلم)، وحد التفاعل بينهما (الإبداع× تخصص المعلم) إضافة إلى حد التفاعل. ويلاحظ أنّ قيمة معامل انحدار متغيّر السمات الإبداعية لاتعكس في هذا التحليل التأثير الرئيس لذلك المتغيّر، وإنّما تعكس التأثير المشروط للمتغيّر المستقل عندما تكون قيمة المتغيّر الوسيط صفراً، أي لمجموعة المعلمين غير المتخصصين في الرياضيات أو العلوم. وبناء على ذلك فإنّ قيمة الدالة الأسية لمعامل متغيّر السمات الإبداعية والتي بلغت (1.025) تفسّر على

أنّها مقدار عامل الضرب الذي يضرب في معامل الترجيح كلّما زادت قيمة السمات الإبداعية بمقدار درجة واحدة للمعلمين غير المتخصصين في الرياضيات أوالعلوم.

وتشير حدود الثقة عند مستوى (95٪) في هذا الجدول إلى أنّ فترة الثقة تضمّنت الواحد الصحيح، وهذا يعني أنّ مساهمة السمات الإبداعية في تفسير وتصنيف الطلاب الموهوبين عندما يقوم بتقديرها المعلمون غير المتخصصين في الرياضيات أوالعلوم لا تكون ذات دلالة إحصائية. وتظهر نفس النتيجة من الجدول عند فحص قيمة إحصاءة اختبار والد لمعامل السمات الإبداعية، والتي بلغت (0.703) عند درجة حرية واحد ومستوى دلالة (0.402)، وهي تعني أنّ السمات الإبداعية ليس لها دلالة إحصائية في تفسير وتصنيف الطلاب الموهوبين عندما يقوم المعلمون غير المتخصصين في الرياضيات أو العلوم بتقدير تلك السمات. ويلاحظ أنّ قيم الدالة الأسية للسمات الإبداعية في هذا التحليل وكذلك حدود الثقة لها مطابقة تماماً للقيم التي ظهرت عندما تمّ توفيق بيانات السمات الإبداعية بمفردها مع تصنيف الطلاب الموهوبين في مجموعة المعلمين غير المتخصصين في الرياضيات أو العلوم كما هو في الجدول (44) السابق.

ويلاحظ أنّ متغيّر السمات الإبداعية كان ذا دلالة إحصائية قبل إدخال متغيّر تخصص المعلم، وحد التفاعل بينهما، لكنّه فقد هذه الدلالة بعد إدخال تخصص المعلم وحد التفاعل معه في النموذج اللوجستي. وهذا يشير بشكل أولي إلى وجود تفاعل بين السمات الإبداعية وتخصص المعلم

حيث إنّ قيمة معامل متغيّر السمات الإبداعية قد اختلفت بشكل جذري بعد إدخال متغيّر تخصص المعلم في النموذج.

ومن أجل الوصول إلى قرار احصائي حول أهمية التأثير التفاعلي لتخصص المعلمين في القدرة التنبؤية للسمات الإبداعية بتصنيف الطلاب الموهوبين يتم فحص قيمة إحصاءة والد Wald لمعامل حد التفاعل، وكذلك فترة الثقة (95٪) للدالة الأسية لمعامل حد التفاعل حيث يتضح ما يلي:

بلغت قيمة إحصاءة والد لمعامل حد التفاعل بين السمات الإبداعية وتخصص المعلم هذه النتيجة (11.758) عند درجة حرية واحدة ومستوى دلالة إحصائية (0.001)، وهذا يعني وجود دلالة إحصائية لتأثير حد التفاعل، وأنّ تأثير السمات الإبداعية في تفسير وتصنيف الطلاب الموهوبين تعتمد على تخصص المعلّم، ويختلف باختلاف تخصص المعلّم. كما أنّ فترة الثقة عند مستوى (95٪) للدالة الأسية لمعامل حد التفاعل تراوحت بين (1.126) و (1.547)، وحيث إنّ فترة الثقة تلك لم تتضمّن الواحد الصحيح فإنّ ذلك يعني أنّ تأثير حد التفاعل ذو دلالة إحصائية عند مستوى (0.05). وبذلك يثبت لدى الباحث أنّ القدرة التنبؤية للسمات الإبداعية في تصنيف الطلاب الموهوبين تختلف باختلاف تخصص المعلمين، وأنّ الفرضية الصفرية (5- 4) مرفوضة.

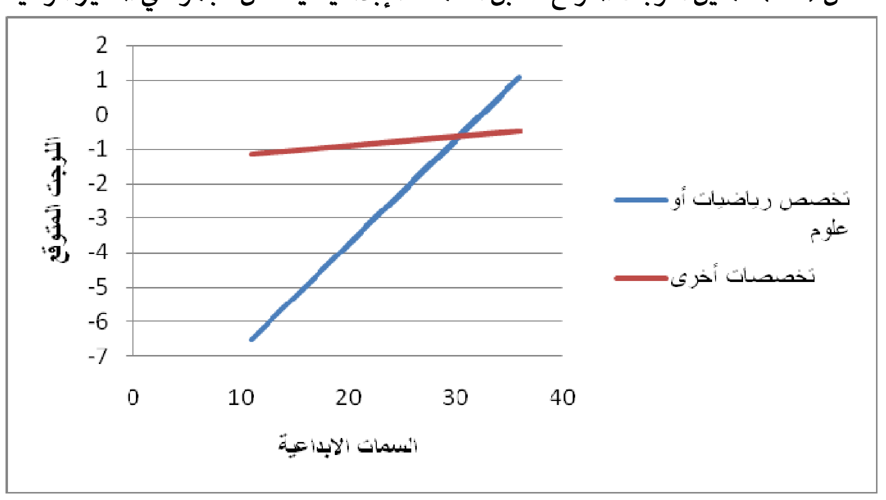
وتفسّر قيمة الدالة الأسية لمعامل حد التفاعل على أنّها مقدار نسبة عامل الضرب التي تتغيّر بها معاملات الترجيح لكل زيادة في المتغيّر المستقل بمقدار وحدة واحدة في مجموعة معلمي الرياضيات والعلوم، مقارنة

بمجموعة معلمي التخصصات الأخرى. بمعنى أنّ مقدار عامل الضرب الذي تزداد به معاملات الترجيح في مجموعة معلمي الرياضيات والعلوم كلما زادت قيمة السمات الإبداعية بدرجة واحدة تبلغ نسبته (132٪) مقارنة بعامل الضرب الذي تتغيّر به معاملات الترجيح في مجموعة معلمي التخصصات الأخرى إذا زادت قيمة السمات الإبداعية بدرجة واحدة.

ويلاحظ من الجدول السابق أنّ قيمة الدالة الأسية لحد التفاعل، والتي بلغت (1.320) مطابقة تماماً للنسبة بين الدالتين الأسيتين لمعامل السمات الإبداعية المقدرة من نموذجي مجموعة معلمي الرياضيات والعلوم، ومجموعة معلمي التخصصات الأخرى كما هو موضح بالجدول رقم (44). لكنّ نمذجة كامل البيانات المتوفرة أياً كان تخصص المعلمين في نموذج واحد جيد التشكّل هرمياً، مكّنت الباحث من اختبار قيمة تلك النسبة إحصائياً، والوصول إلى قرار إحصائي حول أهمية التأثير التفاعلي لتخصص المعلمين في القدرة التنبؤية للسمات الإبداعية في تصنيف الطلاب الموهوبين، وهو مالا يتوفر للباحثين عند مقارنة قيم المعاملات باستخدام نماذج انحدار لوجستي، منفصلة وفقاً لمجموعات المتغيّر الوسيط.

ويمكن توضيح هذا التأثير التفاعلي لتخصص المعلمين في قدرة السمات الإبداعية للتنبؤ بالمتغيّر التابع وتفسيره وتصنيفه من خلال التمثيل البياني التالي:

شكل (30): تمثيل اللوجت المتوقع مقابل السمات الإبداعية في كل مجموعتي المتغيّر الوسيط



يتضح من التمثيل البياني السابق أنّ الخطين المستقيمين اللذين يمثلان العلاقة بين السمات الإبداعية واللوجت المتوقع لمعلمي الرياضيات والعلوم، ومعلمي التخصصات الأخرى ليسا متوازيين. وهذا يعني أنّ قيمتي ميل الخطين اللذين يمثلان العلاقة بين السمات الإبداعية واللوجت المتوقع في مجموعتي المعلمين ليستا متساويتين. أي أنّ العلاقة بين السمات الإبداعية واللوجت المتوقع ليست مطّردة ومتساوية في جميع الحالات، بل إنّها تختلف باختلاف تخصص المعلمين ممّا يدل على وجود تأثير تفاعلي بين السمات السلوكية وتخصص المعلمين.

كما يظهر الشكل أيضاً أنّ العلاقة بين السمات السلوكية واللوجت المتوقع في مجموعة معلمي الرياضيات والعلوم أقوى منها في مجموعة معلمي بقية التخصصات وذلك بالنظر في درجة ومقدار ميلي الخطين اللذين يمثلان تلكما العلاقة.

الفصل الخامس

خلاصة الدراسة وتوصياتها

خلاصة الدراسة

هدفت هذه الدراسة إلى:

1- التعرّف على المشكلات الإحصائية التي تواجه الباحثين عند محاولة تطبيق انحدار المربعات الدنيا لنمذجة متغيرات السمات السلوكية للطلاب المتميزين، مع نتيجة الكشف عنهم من خلال اختبار القدرات العقلية.

2- فحص مدى ملاءمة الانحدار اللوجستي لنمذجة متغيرات السمات السلوكية للطلاب المتميّزين، مع نتيجة الكشف عنهم من خلال اختبار القدرات العقلية.

3- التعرّف على طرق تفسير معاملات الانحدار اللوجستي عند نمذجة متغيرات السمات السلوكية للطلاب المتميزين، مع نتيجة الكشف عنهم من خلال اختبار القدرات العقلية، والكيفية التي تفسّر بها تلك المعاملات في كل طريقة.

4- فحص القدرة التنبؤية لكل من السمات الإبداعية، والقيادية، والدافعية، والعلمية لدى الطلاب المتميزين في الكشف عن الموهوبين منهم.

5- فحص التأثيرات التفاعلية لتخصصات المعلمين الذين قاموا بتقدير السمات السلوكية على القدرة التنبؤية للسمات السلوكية في الكشف عن الطلاب الموهوبين، والتعرّف على الكيفية التي تفسّر بها حدود التفاعلات في الانحدار اللوجستي.

ولتحقيق أهداف الدراسة والإجابة عن تساؤلاتها واختبار فرضياتها اعتمد الباحث على المنهج الوصفي الارتباطي Correlational Research . وقد كان مجتمع الدراسة هم طلاب الصف الخامس الابتدائي بتعليم محافظة جدة (بنين) المرشحين لبرامج رعاية الموهوبين، بناء على ترشيح المعلمين للطلاب، وفقاً لتقدير السمات السلوكية لهم خلال العام الدراسي 1428/1427 هـ، حيث بلغت عينة الدراسة (292) طالباً.

وقد اعتمدت البيانات المستخدمة في الدراسة على أداتين علميتين هما: النسخة المعتمدة لدى وزارة التربية والتعليم في المملكة لمقياس تقدير السمات السلوكية للطلاب المتميّزين Scales for Rating the Behavioral Characteristics of Superior Students (SRBCSS) من تأليف رينزولي Renzulli ، واختبار القدرات العقلية.

وبناء على ما سبق، وبعد إجراء التحليلات الإحصائية اللازمة، توصّل الباحث إلى نتائج الدراسة التالية:

1- كشفت الدراسة أنّ نمذجة البيانات ذات المتغيّرات التابعة ثنائية القيمة من خلال نماذج انحدار المربعات الدنيا الخطية الاعتيادية قد تعطي نتائج ذات دلالة إحصائية للنموذج، مع أنّ الطريقة تنتهك عدّة افتراضات ومفاهيم إحصائية؛ مهمة ممّا يؤكد ضرورة فحص افتراضات النماذج الإحصائية قبل توظيفها تطبيقياً.

2- كشفت الدراسة أنّ نمذجة البيانات ذات المتغيّرات التابعة ثنائية القيمة من خلال نماذج انحدار المربعات الدنيا الخطية الاعتيادية تعاني من انتهاك افتراض اعتدالية توزيع البواقي، وعدم الخطية في العلاقة بين المتغيّرات المستقلة والمتغيّر التابع ثنائي القيمة، وعدم تجانس تباين الخطأ عبر المستويات المختلفة للمتغيّرات المستقلة، إضافة إلى إمكانية ظهور قيم احتمال تتجاوز الواحد الصحيح أو تقل عن الصفر.

3- كشفت الدراسة عن أنّ إحصاءات لوغاريتمات معاملات الترجيح في الانحدار اللوجستي تلعب دوراً جوهرياً مشابهاً لدور مجموع مربعات الانحرافات في الانحدار الخطي، وأنّه يمكن توظيفها للكشف عن الدلالات الإحصائية، سواء للنماذج ككل، أو للمتغيّرات المستقلة كلا على حدة.

4- كما أظهرت الدراسة أنّ نموذج الانحدار اللوجستي الذي يوفق بيانات السمات السلوكية الإبداعية، والقيادية، والدافعية، والتعلّم، مع نتائج تصنيف الطلاب الموهوبين له قدرة تفسيرية وتنبؤية وتصنيفية أفضل من الصدفة وبشكل دال إحصائياً.

5- كما أظهرت الدراسة أنّ الدلالة العملية لنموذج الانحدار اللوجستي الذي يوفق بيانات السمات السلوكية الإبداعية، والقيادية، والدافعية والتعلّم مع نتائج تصنيف الطلاب الموهوبين، والتي تعكس نسبة الانخفاض في قيمة لوغاريتم دالة الترجيح العائدة للنموذج قد بلغت (3.65٪)، وهي نسبة تقابل مايعرف بالتباين المفسّر في تحليل الانحدار الخطي، الأمر الذي يشير إلى أنّ الدلالة العملية لهذا النموذج اللوجستي لا تزال ضعيفة مع وجود الدلالة الإحصائية.

6- كما أظهرت الدراسة أنّ البيانات المتوقعة الناتجة من استخدام نموذج الانحدار اللوجستي الذي يوفق بيانات السمات السلوكية الإبداعية والقيادية والدافعية والتعلّم، مع نتائج تصنيف الطلاب الموهوبين كانت مطابقة للبيانات المشاهدة، ممّا يعكس ملاءمة هذا النموذج للاستخدام العلمي.

7- كما أظهرت الدراسة أنّه في حالة استخدام نموذج الانحدار اللوجستي الذي يوفق بيانات السمات السلوكية الإبداعية، والقيادية، والدافعية، والتعلّم مع نتائج تصنيف الطلاب الموهوبين لأغراض التصنيف، فإنّ نقطة القطع المفضلة للتصنيف هي (0.44)، حيث بلغت حساسية النموذج عند هذه النقطة (58.7٪)، وبلغت نسبة الدقة (56.7٪)، أمّا النسبة العامة للتصنيف الصحيح فقد بلغت (57.5٪)، وهي نسب تتجاوز قليلاً حدود الصدفة.

8- كما أظهرت الدراسة أنّ المساحة تحت منحنى ROC الناتجة من توفيق بيانات السمات السلوكية الإبداعية، والقيادية، والدافعية، والتعلّم، مع نتائج تصنيف الطلاب الموهوبين باستخدام الانحدار اللوجستي قد بلغت (64.4٪) وهي نسبة تختلف بشكل دال إحصائياً عن النسبة (50٪) العائدة للصدفة، الأمر الذي يؤكد أفضلية استخدام هذا النموذج عن الصدفة. ومع ذلك، فإنّ هذه النسبة لاتزال تفسّر إحصائياً على أنّ القدرة التنبؤية للنموذج تعتبر ضعيفة، وأقل من الحد المقبول.

9- كما أظهرت الدراسة أنّ أفضل طريقة لتفسير معاملات الانحدار اللوجستي من الناحية التطبيقية هي استخدام الدالة الأسية للمعامل اللوجستي، والذي يتم تفسيرها بأنّها نسبة التغيّر في معاملات الترجيح عند زيادة المتغيّر المستقل بمقدار وحدة واحدة.

10- كما كشفت الدراسة عن أنّ القدرة التنبؤية للسمات القيادية، والدافعية، والتعلّم، بتصنيف الطلاب الموهوبين، ليست ذات دلالة إحصائية، ولا تختلف عن الصدفة، وأنّ السمات الإبداعية هي الوحيدة من السمات السلوكية التي تمتّعت بقدرة تنبؤية لتصنيف الطلاب الموهوبين، وتختلف عن الصدفة بشكل دال إحصائياً.

11- كما أظهرت الدراسة أنّ نمذجة بيانات السمات الإبداعية، مع تخصص المعلمين، وحد التفاعل بينهما، في نموذج انحدار لوجستي مع نتائج تصنيف الطلاب الموهوبين أعطت تصنيفاً متوقعاً للطلاب الموهوبين يطابق البيانات المشاهدة أفضل ممّا أعطاه النموذج اللوجستي الذي تضمّن السمات السلوكية الإبداعية، والقيادية، والدافعية، والتعلّم السابق، ممّا يدل على صلاحية استخدام هذا النموذج لأغراض التفسير، والتنبؤ، والتصنيف للطلاب الموهوبين.

12- كما أوضحت الدراسة أنّ نموذج الانحدار اللوجستي الذي تضمّن السمات الإبداعية، وتخصص المعلمين، مع حد التفاعل بينهما أعطى قيمة أعلى لإحصاءة الدلالة العملية، حيث ارتفعت قيمة R_L^2 لهذا النموذج إلى (8.17٪) مقارنة بالقيمة (3.65٪) في النموذج اللوجستي الذي تضمّن السمات السلوكية الأربع.

13- كما أظهرت الدراسة أنّ أفضل نقطة قطع يمكن استخدامها لأغراض التصنيف في النموذج اللوجستي الذي تضمّن السمات الإبداعية وتخصص المعلمين مع حد التفاعل بينهما هي (0.37)، وأنّ حساسية النموذج كانت (61.2٪)، والدقة (59.6٪)، والنسبة الكلية للتصنيف الصحيح كانت (60.3٪) ، وأنّ جميع هذه الإحصاءات تظهر تفوق هذا النموذج المتضمن حد التفاعل على النموذج السابق المتضمن السمات السلوكية الأربع.

14- كما أظهرت الدراسة أنّ المساحة تحت المنحنى ROC للبيانات المتوقعة من نموذج الانحدار اللوجستي الذي تضمّن السمات الإبداعية، وتخصص المعلمين، مع حد التفاعل بينهما قد بلغت (67٪)، وهي قيمة تختلف عن القيمة (50٪) العائدة للصدفة بشكل دال إحصائياً، وأنّ هذه النسبة وإن كانت أعلى ممّا أنتجه النموذج السابق الذي تضمّن السمات السلوكية الأربع إلاّ أنّها لا تزال تفسّر على أنّها قدرة تنبؤية ضعيفة.

15- كما كشفت الدراسة عن أنّ المعامل اللوجستي لحد التفاعل بين السمات الإبداعية، وتخصص المعلمين، في نموذج الانحدار اللوجستي الذي تضمّن السمات الإبداعية وتخصص المعلمين مع حد التفاعل بينهما كان يختلف عن الصفر، ممّا يثبت وجود التأثير التفاعلي بين السمات الإبداعية، وتخصص المعلمين، وأنّ القدرة التنبؤية للسمات الإبداعية تختلف باختلاف تخصص المعلّم الذي قام بتقدير تلك السمات.

16- كما أظهرت الدراسة أنّ القدرة التنبؤية للسمات الإبداعية المقدّرة من قبل معلمي الرياضيات والعلوم أعلى من القدرة التنبؤية للسمات الإبداعية، التي قام بتقديرها معلمو التخصصات الأخرى، وأنّ مقدار عامل الضرب الذي تزداد به معاملات الترجيح في مجموعة معلمي الرياضيات والعلوم كلما زادت السمات الإبداعية بدرجة واحدة تبلغ (132٪) مقارنة بنفس المعامل في مجموعة معلمي التخصصات الأخرى.

التوصيات

بناء على نتائج الدراسة، فإنّ الباحث يوصي بما يأتي:

1- الاستفادة من أسلوب الانحدار اللوجستي في نمذجة البيانات ذات المتغيّرات التابعة ثنائية القيمة؛ لما يتميّز به من قدرة تفسيرية عالية، إضافة إلى تحلّله من العديد من الافتراضات الأخرى، التي يتطلبها الانحدار الخطي الاعتيادي، أو تحليل الدوال التمييزية.

2- الاستفادة من نموذجي الانحدار اللوجستي اللذين تمّ بناؤهما في هذه الدراسة سواء باستخدام السمات السلوكية الإبداعية، والقيادية، والدافعية، والتعلّم، أو باستخدام السمات الإبداعية فقط، مع تخصص المعلّم وحد التفاعل بينهما، علماً بأنّ النموذج الأخير يتمتّع بقدرة تفسيرية وتنبؤية وتصنيفية أفضل.

3- عند توظيف تقدير السمات السلوكية لتصنيف الطلاب الموهوبين، تعطى الأفضلية لتقديرات معلمي الرياضيات والعلوم عن غيرهم من المعلمين؛ لما ثبت من قدرتهم الأعلى على اكتشاف الطلاب الموهوبين.

4- مع افتراض تساوي الكفاءات الأخرى للمعلمين المتقدمين للعمل في مجال الكشف عن الموهوبين، فإنّ الباحث يوصي بترشيح معلمي الرياضيات أوالعلوم لتفوقهم عن غيرهم من المعلمين في تقديرهم لسمات وخصائص الطلاب الموهوبين.

5- مع أنّ القدرة التنبؤية للسمات السلوكية أفضل من الصدفة إلاّ أنّها لا تزال ضعيفة ممّا يشير إلى الحاجة إلى تدريب المعلمين بشكل عام ومعلمي غير الرياضيات والعلوم بشكل أخص على استخدام تقديرات السمات السلوكية، وتعريفهم أكثر بخصائص وسمات الطلاب الموهوبين.

6- ضرورة مراجعة الاجراءات المعمول بها حالياً لاكتشاف الطلاب الموهوبين من أجل رفع كفاءتها، وقدرتها التنبؤية في اكتشاف وتصنيف الطلاب الموهوبين.

7- كما يوصي الباحث بضرورة عدم التوقف عند المتغيّرات التي يجمعها المختصون في إدارات رعاية الموهوبين بالإدارات التعليمية المختلفة، وذلك لأنّ الدراسة تشير إلى أنّ هناك نسبة عالية من لوغاريتمات دوال الترجيح لاتزال غير مفسّرة ممّا يعني الحاجة إلى المزيد من استكشاف العوامل الأكثر تفسيراً لتصنيف الطلاب الموهوبين.

8- كما يوصي الباحث بالاستغناء عن تقدير السمات القيادية، والدافعية، والتعلّم، لعدم فعاليتها في تصنيف الطلاب الموهوبين، وفقاً لهذه الدراسة، والاكتفاء فقط بتقدير السمات الإبداعية مع تخصص المعلم.

الدراسات المقترحة

بناء على ماقام به الباحث في هذه الدراسة من مجهود، وما توصّل إليه من نتائج، فإنّ الباحث يقترح ما يلي:

1- إجراء دراسات تطبيقية لنماذج الانحدار اللوجستي، ذات المتغيرات التابعة، متعدّدة المستويات والرتبية أيضاً.

2- مقارنة أسلوب الانحدار اللوجستي مع الأساليب الإحصائية المشابهة، كتحليل الدوال التمييزية، وتحليل النماذج اللوغاريتمية الخطية.

3- إجراء دراسة تطبيقية مشابهة على مجتمع الإناث، ودراسة أثر عامل الجنس في القدرة التنبؤية للسمات السلوكية، لتصنيف الموهوبين والموهوبات.

4- إجراء دراسة تطبيقية مشابهة لنمذجة بيانات السمات السلوكية مع التفكير الابتكاري للموهوبين.

5- إجراء دراسات تطبيقية مشابهة، تعتمد على أسس نظرية متينة لإدخال متغيّرات ديموغرافية أخرى كمستوى تعليم الوالدين، أو الدرجات التحصيلية للطلاب وغيرهما.

قائمة المراجع

أولاً: المراجع العربية

أبوعلام، رجاء محمود (2004). **مناهج البحث في العلوم النفسية والتربوية**. القاهرة: دار النشر للجامعات، الطبعة الربعة.

أبونيان، إبراهيم بن سعد والضبيبان، صالح بن موسى (1418). **أساليب وطرق اكتشاف الموهوبين في المملكة العربية السعودية**. الرياض: مكتب التربية العربي لدول الخليج.

آري، دونالد وجاكوبس، لوسي وراوافيه،أصغر (2004). **مقدمة للبحث في التربية** (ترجمة: سعد الحسيني). العين: دار الكتاب الجامعي، الطبعة الأولى.

إسماعيل، محمد عبدالرحمن (1422). **تحليل الانحدار الخطي**. الرياض: معهد الإدارة العامة.

آل شارع، عبدالله النافع وآخرون (1419). **برنامج الكشف عن الموهوبين ورعايتهم**. الرياض: مدينة الملك عبدالعزيز للعلوم والتقنية.

آل شارع، عبدالله النافع وآخرون (1421هـ). **برنامج التعرف على الموهوبين والكشف عنهم**. الرياض: مدينة الملك عبدالعزيز للعلوم والتقنية.

بابطين، عادل أحمد حسن (1422). **مشكلات الدلالة الاحصائية في البحث التربوي وحلول بديلة.** رسالة ماجستير غير منشورة. مكة المكرمة: جامعة أم القرى.

التويجري، محمد عبدالمحسن ومنصور، عبدالمجيد سيد أحمد (1421). **الموهوبون: آفاق الرعاية والتأهيل بين الواقعين العربي والعالمي.** الرياض: مكتبة العبيكان، الطبعة الأولى.

جروان، فتحي عبدالرحمن (2002). **أساليب الكشف عن الموهوبين والمتفوقين ورعايتهم.** عمّان: دار الفكر للطباعة والنشر والتوزيع، ط1.

جروان، فتحي عبدالرحمن (2004). **الموهبة والتفوق والإبداع.** عمّان: دار الفكر للنشر والتوزيع.

الجضعي، خالد سعد (1426). **تقنيات صنع القرار تطبيقات حاسوبية.** الجزء الأول. الرياض: دار الأصحاب.

حداد، عفاف شكري، سرور، ناديا هايل (1999). **الخصائص السلوكية للطلبة المتميزين.** دراسة عاملية. قطر: مجلة مركز البحوث التربوية.

الداهري، صالح حسن (2005). سيكولوجية رعاية الموهوبين المتميزين وذوي الاحتياجات الخاصة. عمّان: دار وائل للنشر والتوزيع.

ريم، سيلفيا (1423). **رعاية الموهوبين: ارشادات للآباء والمعلمين.** (ترجمة: عادل عبدالله محمد). القاهرة: دار الرشاد، الطبعة الأولى.

الزهراني، مسفر سعيد محمد (1423). **استراتيجيات الكشف عن الموهوبين والمبدعين ورعايتهم بين الأصالة والمعاصرة**. مكة المكرمة: دار طيبة الخضراء.

الزيات، فتحي مصطفى (1990). **القيمة التنبؤية لمقاييس تقدير الخصائص السلوكية واختبارات الذكاء في الكشف عن المتفوقين عقلياً**. الكويت: مجلة دراسات تربوية.

الطحان، محمد خالد (1982). **تربية المتفوقين عقلياً في البلاد العربية**. تونس: المنظمة العربية للتربية والثقافة والعلوم.

عقيل، محمد إبراهيم وأبوعمه، عبدالرحمن محمد (1421). **نظرية الاحتمالات وتطبيقاتها**. الرياض: جامعة الملك سعود.

كلنتن، عبدالرحمن نورالدين (1998م). **مقاييس تقدير السمات السلوكية للطلاب المتميزين (SRBCSS)**. بحث غير منشور.

مراد، صلاح وهادي، فوزية (2002). **طرائق البحث العلمي تصميماتها وإجراءاتها**. القاهرة: دار الكتاب الحديث.

معاجيني، أسامة حسن وهويدي، محمد عبدالرزاق (1995م). **الفرق بين الطلبة المتفوقين والعاديين في المرحلة الإعدادية بدولة البحرين على مقياس تقدير الخصائص السلوكية للطلبة المتفوقين**. الكويت: المجلة التربوية، العدد 35، المجلد 9، ربيع 1995.

ملحم، سامي محمد (2002). **مناهج البحث في التربية وعلم النفس**. عمّان: دار المسيرة، الطبعة الثانية.

منسي، حسن عمر شاكر (1998). **خصائص الطلبة المتفوقين أكاديمياً (الموهوبين) في المرحلة الأساسية في مدارس مدينة أربد بالأردن**. جامعة الإمارات العربية المتحدة بالتعاون مع المجلس العربي للموهوبين والمتفوقين.

نتر، جون ووازرمان، ويليام وكتنر، ميخائيل (2000). **نماذج إحصائية خطية تطبيقية: انحدار، تحليل تباين وتصاميم تجريبية. الجزء الأول (الانحدار)**. (ترجمة: أنيس كنجو وعبدالحميد الزيد وإبراهيم الواصل والحسيني راضي). الرياض: جامعة الملك سعود.

هندي، محمود محمد إبراهيم وعبدالله، أنور أحمد محمد (1418). **مبادئ الإحصاء والاحتمالات**. الرياض: جامعة الملك سعود، الطبعة الثالثة.

واينبرنر، سوزان (1999). **تربية الأطفال المتفوقين والموهوبين في المدارس العادية: استراتيجيات ونماذج تطبيقية**. (ترجمة: عبدالعزيز السيد الشخص وزيدان أحمد السرطاوي). العين: دار الكتاب الجامعي، الطبعة الأولى.

ثانياً: المراجع الأجنبية

Aldrich, John H. and Nelson, Forrest D. (1984). Linear Probability, Logit, and Probit Models. **Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciencies. No.07-045).** Beverly Halls, CA: Sage.

Bradley, Andrew P. (1997). The Use of the Area under the ROC Curve in the Evaluation of Machine Learning Algorithms. **Pattern Recognition.** Vol.30, No.7,pp.1145-1159.

Breslow, Norman and Holubkov, Richard (1997). Maximum Likelihood Estimation of Logistic Regression Parameters under Two-phase, Outcome-dependent Sampling. **Royal Statistical Society**. Vol.59, No.2,pp.447-461.

Brooks, B. Meade (2001). **How To Handle Discrete Dependent Variables in the Univriate Case: A primer on Logistic Regression**. Paper Presented at the Annual Meeting of the Southwest Educational Research Association (New Orleans, February, 1-3, 2001).

Cizek, Gregory J. & Fitzgerald, Shawn M. (1999). Methods, Plainly Speaking: An Introduction to Logistic regression. **Measurement & Evaluation in Counseling and Development**. Vol.31, January, 1999.

CMH (2002). **The Concepts behind the Logistic Regression Model. Children's Mercy Hospitals & Clinics**. Pediatric Research. Available at: http://www.cmh.edu/stats/model/logistic-concepts.asp.

Cramer, J. S. (2002). **The Origins of Logistic Regression**. Tinbergen Institute Discussion Paper. University of Amesterdam and Tinbergen Institute.

Dallal, Gerard E. (2001). **Logistic Regression**. Available at: www.tufts.edu/~gdallal/logistic.htm.

Dayton, Mitchell (1992). **Logistic Regression Analysis**. University of Maryland. Department of Measurement, Statistics and Evaluation. September,1992.

Draper, N. R. & Smith, H. (1981). **Applied Regression Analysis.** 2nd edition. New York: John Wiley & Sons.

Edwards, Thomas C. (2003). Assessing Association: Logistic Regression and Logit Analyis. **Biometry**. FRWS6500, Fall 2003.

Eliason, Scott R. (1993). Maximum Likelihood Estimation Logic and Practice. **Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciencies. No.07-096).** Beverly Halls, CA: Sage.

Fan, Xitao and Wang, Lin (1998). **Comparing Linear Discriminant Function with Logistic Regression for the Two-Group Clssification Problem**. Paper Presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (San Diego, CA, April 13-17,1998).

Fawcett, Tom (2005). An Introduction to ROC Analysis. **Pattern Recognition Letters**. No.27,2006,861-874.

Feldesman, Marc R. (2002). Classification Trees as an Alternative to Linear Discriminant Analysis. **American Journal of Physical Anthropology**. Vol. 119, pp. 257-275.

Ferrer, Alvaro J. Arce and Wang, Lin (1999). **Comparing the Classification Accuracy among Nonparametric, Parametric Discriminant Analysis and Logistic Regression Methods.** Paper Presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (Montreal, Quebec, Canada, April 19-23,1999).

Fraas, John W. and Newman, Isadore (2003). **Ordinary Least Squares Regression, Discriminant Analysis, and Logistic Regression: Questions Researchers and Practitioners Should Address When Selecting an Analytic Technique**. Paper Presented at the Annual Meeting of the Eastern Educational Research Association (Hilton Head Island, GA, February 26-March 1,2003).

Fraas, John W.; Drushal, J. Michael; Graham, Jeff (2002). **Expressing Logistic Regression Coefficients as Change in Initial Probability Values: Useful Information for Practitioners.** Paper Presented at the Annual Meeting of the Mid-Western Educational Research Association (Columbus, Ohio, October 16-19,2002).

Garson, David (w.d2006.). **Logistic Regression**. Available at: http://www2.class.ncsu.edu/garson/pa765/logistic.htm.

Gebotys, Robert (2000). **Examples: Binary Logistic Regression.** January, 2000.

Guido, Joseph J., Winters, Paul C. & Rains, Adam B.(2006). **Logistic regression Basics**. University of Rochester Medical Center, Rochester, NY. Avialable at: www.urmc.rochester.edu/cpm/directory/jguido.html.

Halpin, Brendan (2003). **The logit/loglinear equivalence**. Department of Sociology, University of Limerick. Available at: http://teaching.sociology.ul.ie/SSS/lugano/node58.html.

Horton, Nicholas J. and Laird, Nan M. (2001). Maximum Likelihood Analysis of Logistic Regression Models with Incomplete Covariate Data and Auxiliary Information. **Biometrics.** Vol.57, pp.34-42, March 2001.

Hosmer, David W. & Lemeshow, Stanely (2000). Applied Logistic Regression. 2nd edition. New York: Johnson Wiley & Sons, Inc.

Houston, Walter M. & Woodruff, David J. (1997). Empirical Bayes Estimates of Parameters from the Logistic Regression Model. ACT Research Report Series 97-6. American Coll. Testing Program, Iowa City, IA.

Jaccard, James (2001). Interaction Effects in Logistic Regression. **Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciencies. No.07-135).** Beverly Halls, CA: Sage.

Jaulent, Marie-Christine; Colombet, Isabell; Degoulet, Patrice & Chatellier, Gilles (1998). **Logistic Regression Model: Conditions Required for Stability of Prediction**. Medical Informatics Department, Broussais Hospital, Paris, France.

Johnson, Wesley & Watnik, Mitchell (2002). **Interpretation of Regression Output: Diagnostics, Graphs & the Botton Line**. University of California, USA.

Kerlinger, Fred N. & Pedhazur, Elazar(1973). **Multiple Regression Behavioral Research.** New York: Holt, Rinehart and Winston, Inc.

Kerlinger, Fred N. (1973). **Foundations of Behavioral Research.** 2nd edition. New York: Holt, Rinehart and Winston, Inc.

Keston, Donald. ; Linton, Thomas H. ; Sullivan, Lynn R. (2002**). A comparison of the Relative Practical Value of a Predictive Discriminant Function Analysis and a Binary Logistic Regression Analysis of Student Success an Innovative Alternative High School Program in South Texas**. Paper Presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (New Orleans, LA, April 1-5, 2002).

King, Gary and Zeng, Langehe (2001). **Logistic Regression in Rare Events Data**. Society for Political Methodology. February 16,2001.

King, Jason E. (2002). **Logistic Regression: Going beyond Point-and-Click**. Paper Presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (New Orleans, LA, April 1-5,2002).

King, Jason E. (2003). Running A Best-Subsets Logistic Regression: An Alternative to Stepwise Methods. **Educational and Psychological Measurement**. Vol.63, No.3, June 2003, 392-403.

Kleinbaum, David & Klein, Mitchel (2002). Logistic Regression: a Self-learning Teext. USA: Springer.

Larson, Ray R. (2002). **A Logistic Regression Approach to Distributed IR.** University of California, Berkeley. School of Information Management and Systems. SIGIR'02, Tamper, Finland, August 11-15,2002.

Lea, Stephen (1997). **Multivariate Analysis II: Manifest Variables Analysis. Topic 4: Logistic Regression and Discriminant Analysis.** University of EXETER, Department of Psychology. Revised 11th March, 1997. Available at: www.exeter.ac.uk/~SEGLea/multivar2/diclogi.html.

Longford, Nicholas T. (1993). **Logistic Regression with Random Coefficients**. Educational Testing Service, Princeton, NJ. Program Statistics Research Project.

Mc Coach, D. Betsy; Siegle, Del (2001). **Why try? Factors that differentiate Under achieving gifted students from high achieving gifted students**. Paper presented at the Annual Meeting of the American Education Research Association. Seattle, WA, April 10 – 14, 2001.

Menard, Scott (2002). Applied Logistic Regression Analysis. 2nd edition. **Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciencies. No.07-106).** Beverly Halls, CA: Sage.

Meshbane, Alice and Morris, John D. (1996). **Predictive Discriminant Analysis Versus Logistic Regression in Two-Group Classification Problems.** Paper Presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (New York, NY, April 8-12,1996).

Modi, Mauisha; Konstantopoulos, Spyros; Hedges, Larry V. (1998). **Predictors of Academic Giftedness among U.S. High School Students; Evidence from a National Representative Multivariate Analysis**. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (San Diego, CA, April 13-17, 1998).

Nasser, Fadia and Wisenbaker, Joseph (2001). Modeling the Observation-to-Variable Ratio Necessary for Determining the Number of Factors by the Standard Error Scree Procedure Using Logistic Regression. **Educational and Psychological Measurement**. Vol.61, No.3, June 2001, 387-403.

Nasser, Fadia; Wisenbaker, Joseph; Benson, Jeri (1998). Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (San Diego, CA, April 13-17, 1998).

Newsom (2003). **Data Analysis II: Logistic Regression**. Fall 2003.

Nichols, Jerry L.; Orehovec, Paul M.; Ingold, Scott et al (1998). Using Logistic Regression to Identify New "At-Risk" Freshmen. **Journal of Marketing for Higher Education**, Vol a(1) 1998. The Haworth Press, Inc. PP. 25-37.

Obuchowski, Nancy A. (2005). Fundamentals of Clinical Research for Radiologists ROC Analysis. **American Roeutgen Ray Society**. No.184, February 2005, 364-372.

Okunade, Albert Ade (1993). Logistic Regression and Probability of Business School Alumni Donations: Micro-data Evidence. **Education Economics**, Vol. 1, No. 3, 1993.

Olsen, Cara (1998). **Generalization of Logistic Regression**. Cornell University, office of statistical consulting, College of Human Ecology and Agricultural and Life Sciences. (A Newsletter was distributed to faculty and graduate students in November 9, 1998.

Pample, Fred C. (2000). Logistic Regression Aprimer. **Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciencies. No.07-132).** Beverly Halls, CA: Sage.

Pang, Xiao L. and Others (1994). **Performance of Mantel-Haenszel and Logistic Regression Using DIF Procedure over Replications Using Real Data.** Paper Presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (New Orleans, LA, April 4-8,1994).

Passmore, David L. and Mohamed, Dominic A. (1984). Application of Logistic Regression Techniques in Suvey Research. **Journal of Vocational Education Research**. Winter, 1984, Vol.IX, No.1, pp.1-9.

Peng, Chao-Ying Joanne; Lee, Kuk Lida; Ingersoll, Gary, M. (2002). An Introduction to Logistic Regression Analysis and Reporting. The **Journal of Educational Research.** Vol.96,No.1, September/October 2002.

Peter, Stepher R. (1999). **Viewing One-Year Retention as a Continum: The Use of Dichotomous Logistic Regression, Ordered Logit and Mutinomial Logit**. Paper Presented at the Annual Meeting of the Association of Institutional Research (Seattle, WA, May 30 – June 2, 1999).

Pezzullo, John C. (2003). **Logistic Regression**. (Revised at 11/18/2003). Available at: http://members.aol.com/jonp71/logistic.html.

Porter, Stephen R. (1999). **Viewing One-Year Retention as a Continuum: The Use of Dichotomous Logistic Regression, Ordered Logit and Multinomial Logit**. Paper Presented at the Annual Meeting of the Association of Institutional Research (Seattle, WA, May 30-June 2,1999).

Porter, Stephen R. (2000). **Can Statistical Modeling Increase Annual Fund Performance? An Experiment at the University of Maryland, College Parle**. Paper presented at the 3rd Annual CASE/AIR Conference. St. Louis, Missouri, April 3-4, 2000.

Poston, Duley L. (2004). **Sociological Research: Quantitative Methods (Lecture notes, Lecture 7**). Spring 2004.

Rush, Sloan (2001). **Logistic Regression: The Standard Method of Analysis in Medical Research**. April 23,2001.

Schmidt, Amy Elizabeth (2000). An Approximation of A Hierarchical Logistic Regression Model Used to Establish the Predictive Validity of Scores on A Nursing Licensure Exam. **Educational and Psychological Measurement**, Vol.60, No.3, June 2000, 463-478.

Schreiber, James B.(2002). **Scoring above the International Average: A Logistic Regression Model of the TIMSS Advanced Mathematics Exam**. Paper presented at the Annual Meeting of the Mid-Western Educational Research Association (Chicago, IL, October 25-28, 2000).

So, Tak-Shing Harry and Peng, Chao-Ying Joanne (2003). **Comparison of K-Means Clustering with Linear Probability Model, Linear Discriminant Function, and Logistic Regression for Predicting Two-Group Membership**. Paper Presented at the Annual Meeting of the American educational Research Association (Chicago, IL, April 21-25,2003).

Soderstrom, Irina R. and Leitner, Dennis W. (1997). **The Effects of Base Rate, Selection Ratio, Sample Size, and Reliability of Predectors on Predective Efficiency Indicies Associated with Logistic Regression Models**. Paper Presented at the Annual Meeting of the Mid-Western Educational Research Association (Chicago, IL, October 15-18,1997).

SPSS (1999). **SPSS Base 10.0: Application Guide**. Chicago: SPSS Inc.

Terrell, Steven R. (2002). **The use of Cognitive Style as a Predictor of Membership in Middle and High School Programs for the Academically Gifted**. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (New Orleans, LA, April 1-5, 2002).

Walker, Jonathan (1996). **Methodology Application: Logistic Regression Using the CODES Data**. Developed For Department of Transportation, National Highway Traffic Safety Administration (NHTS), Washington DC, April 30, 1996.

Walker, Marilyn D. (1998). **Discriminant Function Analysis.** Lesson8.

Webb, Geoffrey I. & Ting, Kai Ming (2004). **On the Application of ROC Analysis to Predict Classification Performance under Varying Class Distributions.** Prepublication Draft of Paper Accepted for Publication in Machine Learning.

Weimer, Don (1996). **Applying Linear and Logistic Regression to a Reguired English Proficiency Test**. Paper presented at the Annual Forum of the Association for Institutional Research (Albuguergue, NM, May 508, 1996).

Westin, Lena Kallin (2005). **Receiver Operating Characteristic (ROC) Analysis Evaluating Discriminance Efforts Among Decision Support Systems**. ISSN-0348-0542.

Woldbeck, Tanya (1998). **A Primer on Logistic Regression.** Paper Presented at the Annual Meeting of the Southweast Educational Research Association (Houston, TX, January 23,1998).

Wolfe, Robert A. (2002). **Logistic Regression**. Unpuplished Classic Lectures in Statistics. October 22, 2002.

Wright, Daniel B. (1996). Understanding Statistics: An Introduction for the Social Sciences. London: SAGE Publication.

Wu, Chuntao (2001). **Using Alternatives to Logistic Regression to Estimate the Adjusted Relative Risk in Cohort Studies of Common Outcomes**. (Abstract). The 129th Annual Meeting of APHA, October, 2001.

Xiao (2002). **Using Logistic Regression To Find Appropriate Weights For a Simplified Academic Admission Index**. Paper Presented at the Annual Meeting of the Association for Institutional Research (Torouto, Canada, June 2-5, 2002).

Yarnold, Paul R.; Hart, Leah A.; Soltysik, Robert C. (1994). Optimizing the Classification Performance of Logistic Regression and Fisher's Discriminant Analyses. **Educational and Psychological Measurement**. Vol.54, No.1, Spring 1994, 73-85.

Zhao, Limi; Chen, Yuhuan; and Schaffer, Donald W. (2001). Comparison of Logistic Regression and Linear Regression in Modeling Percentage Data. **Applied and Environmental Microbiology**. Vol. 67, No. 5, pp. 2129-2135, May 2001.

Zumbo, Bruno D. and Ochieng, Charles O (2002). **The Effects Of Various Configurations of Likert, Ordered Categorical, or Rating Scale Data on the Ordinal Logistic Regression Pseudo R-Sraured Measure of Fit: The Case of the Cummulative Logit Model**. Paper Presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (New Orleans, LA, April 1-5,2002).

ملاحق الدراسة

ملحق (1)

نموذج استمارة تقدير السمات السلوكية

ملحق (2)

خطاب سعادتي مشرف الدراسة ورئيس قسم علم النفس إلى عميد كلية التربية للحصول على البيانات

ملحق (3)

خطاب سعادة عميد كلية التربية للإدارة العامة للتربية والتعليم بمحافظة جدة لطلب الحصول على بيانات الدراسة